

Thomas Ledermann

**Methoden zur Analyse von
Zusammenhängen bei dyadischen Daten und
deren Anwendung in der Paarforschung**

© 2007 Thomas Ledermann

**Dissertation zur Erlangung der Doktorwürde an der Philosophischen Fakultät der Universität
Freiburg (Schweiz).**

**Genehmigt von der Philosophischen Fakultät auf Antrag der Professoren Guy Bodenmann (1.
Gutachter) und Michael Eid (2. Gutachter).**

Freiburg, den 19. Juli 2007.

Prof. Michaël Reicherts, Vorsitzender.

Für

Maria

Danksagung

Verschiedene Personen haben Anteil an dieser Manuskript basierten Arbeit. An erster Stelle danke ich meinem Betreuer und Vorgesetzten Prof. Dr. Guy Bodenmann für sein Interesse an methodischen Fragestellungen und den Raum, den er mir zur Vertiefung und Erweiterung meines methodischen Wissens gewährt hat, sowie die stimulierenden Diskussionen und die stets förderliche und fruchtbare Zusammenarbeit während meiner Assistenzzeit am Institut für Familienforschung und -beratung. Ein besonderer Dank gebührt auch PD Dr. Siegfried Macho für seine fachliche Unterstützung sowie die anregenden Gespräche. Prof. Dr. Thomas N. Bradbury danke ich für die angenehme Zusammenarbeit und die wertvolle Hilfe bei der Erstellung des Manuskripts zu Stress, Sexualität und Zufriedenheit in der Partnerschaft. Sie alle haben mich gelehrt, wissenschaftliche Artikel zu verfassen.

Mehrere Personen haben einzelne Teile dieser Arbeit durchgesehen. Für wertvolle Verbesserungsvorschläge und Hinweise danke ich Dr. Shachi Shantinath und Mirjam Conrad, die Teile der englischsprachigen Artikel gelesen haben, sowie Mirjam Kilchenmann, Marko Skopinski und Eve-Jenny Vonlanthen, die den ersten und letzten Teil der Arbeit probegesehen haben.

Simone Gmelch, die verschiedene Teile der Arbeit kommentiert hat, sowie Dr. Mathias Allemand, Dr. Peter Wilhelm und Dr. Daniel Zimprich danke ich für den wertvollen wissenschaftlichen Austausch.

Freiburg i.Ü., im Dezember 2007

Thomas Ledermann

Inhaltsverzeichnis¹

1	Einleitung.....	1
2	Methodische Konzepte.....	4
2.1	Dyadische Daten	4
2.1.1	Nonindependenz.....	4
2.1.2	Arten von Dyaden	5
2.1.3	Arten von dyadischen Variablen.....	5
2.1.4	Potenzielle Analysefehler.....	7
2.2	Modelle zur Analyse dyadischer Daten.....	9
2.2.1	Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell	9
2.2.2	Das Mutual-Influence-Modell.....	10
2.2.3	Das Common-Fate-Modell	11
2.2.4	Selektion und Spezifikation eines Modells	12
2.3	Moderation.....	14
2.3.1	Prüfung von Moderatoreffekten.....	14
2.3.2	Interpretation von Moderatoreffekten.....	17
2.4	Mediation	19
2.4.1	Arten der Mediation.....	20
2.4.2	Prüfung von Mediatoreffekten	20
3	Methodische Arbeiten	23
3.1	Moderator- und Mediatoreffekte bei dyadischen Daten.....	23
3.2	Mediatoreffekte auf der individuellen und dyadischen Ebene bei Dyaden	24
4	Empirische Arbeiten	25
4.1	Depressivität und Sexualität bei Paaren	25
4.2	Stress und Sexualität bei Paaren.....	26
4.3	Stress und Kommunikation bei Paaren	27
5	Weiterführende Modellansätze und Analysen	28
5.1	Analyse von Kovariablen bei dyadischen Daten.....	28
5.2	Analyse von Mediatoreffekten bei hierarchischen Daten.....	32
5.2.1	Drei-Variablen-Mehrebenen-Mediator-Analysen.....	32
5.2.2	Akteur-Partner-Mehrebenen-Mediator-Analysen.....	37
5.3	Das Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Faktoren.....	41
5.4	Alltagsstress und Zufriedenheit: Das APMem mit latenten Faktoren.....	43
5.5	Reziproke Effekte zwischen Alltagsstress und Zufriedenheit.....	52
5.6	Coping und Sexualität: Reziproke Effekte zwischen Personen.....	55
6	Resümee	63
7	Literatur.....	66

¹ Die im März 2007 vorgelegte Dissertationsschrift, deren Umfang 187 Seiten umfasste, enthielt fünf Manuskripte. Aus urheberrechtlichen Gründen werden in der vorliegenden Arbeit nur die Abstracts dieser Manuskripte wiedergegeben.

Abbildungsverzeichnis

Abb. 2.1:	Arten von dyadischen Variablen.	6
Abb. 2.2:	Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell.	10
Abb. 2.3:	Das Mutual-Influence-Modell.	11
Abb. 2.4:	Das Common-Fate-Modell.	12
Abb. 2.5:	Das klassische Moderatormodell mit Interaktionsterm.	16
Abb. 2.6:	Das Drei-Variablen-Mediator-Modell.	19
Abb. 5.1:	Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herauspartialisierung von Kovariablen aus den beiden exogenen Variablen.	29
Abb. 5.2:	Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herauspartialisierung von Kovariablen aus den beiden endogenen Variablen.	30
Abb. 5.3:	Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herauspartialisierung von Kovariablen aus den beiden exogenen und endogenen Variablen.	31
Abb. 5.4:	Das Drei-Variablen-Mehrebenen-Mediator-Modell.	33
Abb. 5.5:	Restrukturierung der Daten zur Analyse des Drei-Variablen-Mediator-Modells mittels Mehrebenenmodellen.	35
Abb. 5.6:	Das Akteur-Partner-Mehrebenen-Mediator-Modell.	37
Abb. 5.7:	Restrukturierung der Daten zur Analyse des Akteur-Partner-Mediator-Modells mittels Mehrebenenmodellen.	40
Abb. 5.8:	Ein Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Variablen.	42
Abb. 5.9:	Strukturmodell zur Analyse reziproker Effekte zwischen paarextremem und paarinternem Alltagsstress und allgemeiner Zufriedenheit mit standardisierten Koeffizienten.	53
Abb. 5.10:	Das Mutual-Influence-Modell mit dyadischem Coping als exogene Variablen und standardisierten Koeffizienten.	58
Abb. 5.11:	Das Mutual-Influence-Modell mit sexueller Zufriedenheit und sexueller Aktivität als endogene Variablen und standardisierten Koeffizienten.	60

Tabellenverzeichnis

Tab. 2.1:	Prüfung moderierender Effekte	15
Tab. 5.1:	Mittelwerte und Standardabweichungen der untersuchten Skalen in Abhängigkeit des Geschlechts zum ersten Messzeitpunkt	45
Tab. 5.2:	Direkte Effekte des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarexternem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen	46
Tab. 5.3:	Standardisierte und unstandardisierte Kovarianzen des Akteur-Partner- Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarexternem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen.....	47
Tab. 5.4:	Direkte Effekte des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarinternem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen	49
Tab. 5.5:	Standardisierte und unstandardisierte Kovarianzen des Akteur-Partner- Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarinternem Stress, körperlichen Beschwerden und Lebenszufriedenheit	50
Tab. 5.6:	Mittelwert und Standardabweichung der untersuchten Variablen in Abhängigkeit des Geschlechts	57

1 Einleitung

Prozesse, die zwischen zwei in Beziehung stehenden Individuen ablaufen, sind zentral für das Verständnis von Zusammenhängen in der dyadischen Forschung im Allgemeinen und der Paarforschung im Besonderen. Von speziellem Interesse sind dabei insbesondere mediierende, moderierende sowie reziproke Prozesse. Im Rahmen dieser Arbeit werden Methoden zur Analyse solcher Zusammenhänge bei dyadischen Daten vorgestellt und im Kontext der empirischen Paarforschung angewendet.

Bei der vorliegenden Arbeit handelt es sich um eine Manuskript basierte Dissertation, die sich in vier Teile gliedert. Im ersten Teil werden zentrale methodische Definitionen, Konzepte und Modelle eingeführt und die in der Literatur diskutierte Einteilung der Variablen zur Erleichterung der Selektion des für eine bestimmte Untersuchung adäquaten Modells weiter differenziert. Der zweite Teil besteht aus zwei methodischen Manuskripten, die demonstrieren, wie Moderator- und Mediatoreffekte bei dyadischen Daten analysiert werden können. Im ersten Artikel, der in der *Zeitschrift für Sozialpsychologie* erschienen ist, werden zwei Erweiterungen des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells vorgestellt und unter methodischen Gesichtspunkten diskutiert. Die Modelle, die als Akteur-Partner-Moderator-Modell und Akteur-Partner-Mediator-Modell bezeichnet werden, dienen der Analyse von moderierenden und mediierenden Effekten bei dyadischen Daten auf der individuellen Ebene. In der zweiten Arbeit wird aufgezeigt, wie Mediatoreffekte auf der individuellen Ebene mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell und auf der dyadischen Ebene mittels Common-Fate-Mediator-Modell analysiert und auf Signifikanz geprüft werden können. Im Rahmen dieser beiden Arbeiten, die als Anleitung für die Testung und Interpretation von moderierenden und mediierenden Effekten bei dyadischen Daten dienen mögen, wird auf konzeptuelle und analysetechnische Unterschiede zwischen Moderator- und Mediatoreffekten eingegangen sowie die Bedeutung der Moderation und insbesondere der Mediation für die theoretische und empirische Forschung aufgezeigt.

Der dritte Teil enthält drei empirische Arbeiten, in denen verschiedene Akteur-Partner-Modelle sowie das Common-Fate-Mediator-Modell zur Analyse von Fragestellungen aus dem Bereich der Paarforschung zur Anwendung gelangen. In der ersten Arbeit, die im *International Journal of Sexual Health* erscheinen wird, wird unter Verwendung des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells der Effekt zwischen der Depressivität und verschiedenen sexuellen Aspekten bei Paaren untersucht. Im Rahmen der zweiten Arbeit, die in der Zeitschrift *Personal Relationships* erschienen ist, wird

mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell und Akteur-Partner-Moderator-Modell die Annahme geprüft, dass (a) der Zusammenhang zwischen beziehungsexternem Stress und der partnerschaftlichen Sexualität durch den beziehungsinternen Stress auf der individuellen Ebene mediiert wird und dass (b) der Zusammenhang zwischen Stress und sexueller Aktivität durch die Partnerschaftsqualität moderiert wird. In der dritten Arbeit wird unter Verwendung des Akteur-Partner-Mediator-Modells, des Common-Fate-Mediator-Modells und des Mutual-Influence-Modells gezeigt, dass (a) der Zusammenhang zwischen beziehungsexternem Stress und der partnerschaftlichen Kommunikation auf der individuellen Ebene durch den beziehungsinternen Stress mediiert wird, dass (b) der Zusammenhang zwischen beziehungsinternem Stress und Partnerschaftsqualität auf der dyadischen Ebene partiell durch die partnerschaftliche Kommunikation mediiert wird und dass (c) zwischen dem beziehungsinternen Stress der Frau und dem beziehungsinternen Stress des Mannes sowie zwischen der partnerschaftlichen Kommunikation der Frau und des Mannes Wechselwirkungen bestehen.

Der vierte Teil besteht aus drei methodischen und drei empirischen Abschnitten, in denen weitere analysemethodische Modelle dargestellt und weiterführende Ergebnisse präsentiert und diskutiert werden. Im ersten Abschnitt werden drei Varianten des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells vorgestellt, die den Einbezug von Kovariablen erlauben. Im zweiten Abschnitt wird ein Ansatz zur Analyse von Mediatoreffekte mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell unter Verwendung von Mehrebenenanalysen präsentiert, die die Schätzung von Zufallseffekten bei hierarchischen Daten erlauben. Im letzten methodischen Abschnitt wird ein Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Faktoren dargestellt, das u.a. die Analyse von Längsschnittdaten gestattet. Im ersten empirischen Abschnitt wird mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell zur Analyse von Längsschnittdaten von heterosexuellen Paaren der Zusammenhang zwischen Alltagsstress und Lebenszufriedenheit mit den körperlichen Beschwerden als Mediatoren untersucht. Im zweiten empirischen Abschnitt werden reziproke Einflüsse zwischen Stress in Form von beziehungsexternem und beziehungsinternem Alltagsstress und Lebenszufriedenheit analysiert. Im letzten empirischen Abschnitt werden durch Einbezug der Depressivität als abhängige Variablen wechselseitige Effekte zwischen Mann und Frau hinsichtlich des dyadischen Copings sowie der sexuellen Aktivität und der sexuellen Zufriedenheit bei heterosexuellen Paaren getestet.

Die Arbeit wird mit einer Zusammenfassung, in der zentrale methodische Inhalte sowie die empirischen Befunde der verschiedenen Untersuchungen resümiert werden, abgeschlossen.

2 Methodische Konzepte

In diesem ersten Teil werden methodische Grundkonzepte der dyadischen Forschung dargestellt, die wesentlich sind für die folgenden Kapitel, wobei auch einzelne Inhalte der ersten beiden Arbeiten (Abschnitt 3.1 und 3.2) aufgegriffen werden. Bevor die für diese Arbeit zentralen Modelle zur Analyse dyadischer Daten in ihrer Grundform beschrieben werden, wird auf die Eigenschaft der Nonindependenz von dyadischen Daten sowie auf die verschiedenen Arten von Dyaden eingegangen und eine Einteilung von dyadischen Variablen vorgenommen, die zentral für die Selektion des zu verwendenden Modells zur Analyse dyadischer Daten ist.

Im Anschluss daran wird auf die Unterscheidung zwischen Moderation und Mediation in methodischem Sinne eingegangen und aufgezeigt, wie entsprechende Hypothesen geprüft werden können.

2.1 Dyadische Daten

Dyadische Daten sind Daten, die per definitionem nicht unabhängig voneinander sind. Sie werden in verschiedenen Bereichen der empirischen Wissenschaften erhoben, wie beispielsweise in der Persönlichkeitsforschung (z.B. Zwillings- und Adoptionsstudien), der Partnerschafts- und Familienforschung (z.B. Paare, Mutter-Kind-Dyaden), den Erziehungswissenschaften (z.B. Lehrer-Schüler-Dyaden) oder im klinischen Kontext (Therapeut-Patient-Dyaden).

2.1.1 Nonindependenz

Im Zusammenhang von abhängigen Daten wird gelegentlich der Term Nonindependenz gebraucht. Bei Dyaden wird von Nonindependenz gesprochen, wenn das Verhalten eines Partners das Verhalten des anderen Partners beeinflusst und umgekehrt (Kelley & Thibaut, 1978) oder wenn zwei Partner durch äußere Einflüsse in ähnlicher Weise affektiert werden (Woody & Sadler, 2005). Nonindependenz kann hierbei auf vier Arten zu Stande kommen (s. Kenny, 1996; Kenny & Judd, 1986), und zwar durch Paarung in nicht zufälliger Weise (compositional effect)², durch gegenseitige Beeinflussung (mutual influence), Partnereffekte (partner effects) oder durch gemeinsame Schicksalserlebnisse (common fate). Gegenseitige Beeinflussung liegt vor, wenn z.B. das Kommunikationsverhalten der Frau das Kommunikationsverhalten des Mannes beeinflusst und umgekehrt. Von

² In diesem Zusammenhang wird auch von *assortative mating* gesprochen, um sich auf die (genetische) Ähnlichkeit zwischen Ehepartnern resp. sich sexuell fortpflanzenden Organismen zu beziehen.

Partnereffekten wird gesprochen, wenn beispielsweise das Kommunikationsverhalten des Mannes sich auf die Partnerschaftszufriedenheit der Frau und das Kommunikationsverhalten der Frau sich auf die Partnerschaftszufriedenheit des Mannes auswirkt. Ein Beispiel für ein gemeinsames Schicksal ist die Qualität der Wohnumgebung bei zusammenlebenden Personen.

2.1.2 Arten von Dyaden

Im Kontext dyadischer Daten werden zwei Arten von Dyaden unterschieden (s. Gonzalez & Griffin, 1997), und zwar solche mit unterscheidbaren Partnern und solche mit nicht unterscheidbaren Partnern. Zu den Dyaden mit unterscheidbaren Partnern gehören z.B. heterosexuelle Paare oder biologische Geschwister unterschiedlichen Alters, während homosexuelle Paare oder gleichgeschlechtliche Zwillinge Instanzen für Dyaden mit nicht unterscheidbaren Partnern darstellen, die im Gegensatz zu den unterscheidbaren statistisch zur selben Grundgesamtheit (Klasse, Kategorie) gehören. Ob es sich um unterscheidbare oder nicht unterscheidbare Partner handelt, ist gemäß Gonzalez und Griffin (1999) kraft rationaler Überlegungen und weniger aufgrund von statistischen Tests zu beurteilen.

Ogleich die in dieser Arbeit vorgestellten Modelle grundsätzlich die Analyse dyadischer Daten mit unterscheidbaren als auch nicht unterscheidbaren Partnern erlauben, beschränken sich die Ausführungen in den folgenden Abschnitten auf unterscheidbare Partner. Techniken zur Analyse von ununterscheidbaren Partnern finden sich unter anderen bei Kenny (1996), Olsen und Kenny (2006) sowie Woody und Sadler (2005).

2.1.3 Arten von dyadischen Variablen

Hinsichtlich der Abhängigkeit dyadischer Daten lassen sich drei Arten von Variablen unterscheiden (Kashy & Kenny, 2000; Kenny, 1996), die als *within*, *between* und *mixed* Variablen bezeichnet werden (s. Abb. 2.1). *Within* Variablen sind Variablen, die innerhalb, nicht aber zwischen den Dyaden variieren wie das Geschlecht oder der Anteil des Mannes an der Hausarbeit bei heterosexuellen Paaren. *Between* Variablen sind solche, die zwischen, nicht aber innerhalb der Dyaden variieren wie die Dauer der Beziehung bei Paaren oder die Größe der Ursprungsfamilie bei Geschwistern. *Mixed* Variablen sind Variablen, die sowohl innerhalb als auch zwischen den Dyaden variieren wie das Alter oder die Intelligenz bei Paaren. Bei Verwendung von *within* oder *between* Variablen ist der Einbezug der Variable einer Person der Dyade in die Analysen ausreichend, da im Falle von *between* Variablen der Informationsgehalt für beide Personen einer Dyade identisch ist

und da im Falle von within Variablen die Ausprägung auf einer Variable einer Person dem Komplement der Ausprägung auf der entsprechenden Variable der anderen Person entspricht.

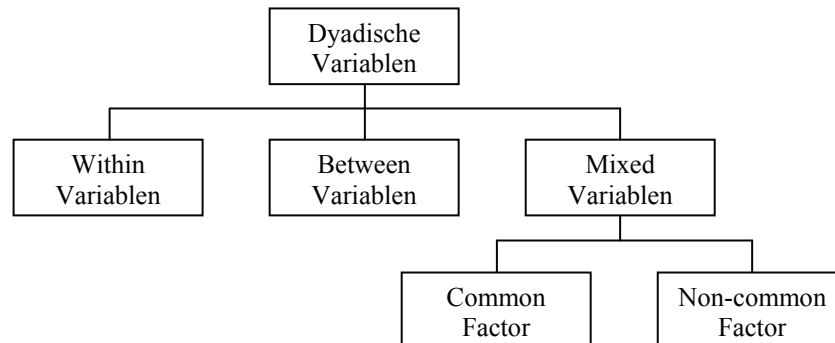


Abb. 2.1: Arten von dyadischen Variablen.

Mixed Variablen lassen sich weiter unterteilen in solche, die einen gemeinsamen Faktor und solche die keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren (s. Abb. 2.1). Bei Variablen, die einen gemeinsamen Faktor repräsentieren, wird von den Individuen einer Dyade derselbe Gegenstand resp. dasselbe Phänomen eingeschätzt (vgl. Woody & Sadler, 2005). Typische Beispiele für mixed Variablen, die einen gemeinsamen Faktor repräsentieren, sind die Partnerschaftsqualität oder die Kohäsion bei Paaren, während der Arbeitsstress oder sexuelle Störungen typische Beispiele für mixed Variablen darstellen, die keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren. Ob es sich um den einen oder anderen Fall handelt, ist kraft rationaler Überlegungen zu entscheiden, wobei eine hohe intradyadische Korrelation als Indikator dafür gesehen werden kann, dass es sich um eine mixed Variable handelt, die einen gemeinsamen Faktor repräsentiert. Eine geringe intradyadische Korrelation, wie z.B. zwischen den sexuellen Störungen von Mann und Frau (s. Bodenmann & Ledermann, in press, Abschnitt 4.1), indiziert hingegen, dass die Variablen keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren.

Die Differenzierung zwischen mixed Variablen, die einen gemeinsamen Faktor repräsentieren und solchen, die keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren, wurde eingeführt, da diese für die Wahl des Modells zur Analyse von Zusammenhängen zwischen mixed Variablen bei dyadischen Daten von Bedeutung ist (s. Abschnitt 2.2).

2.1.4 Potenzielle Analysefehler

Wird im Kontext von Dyaden von abhängigen Daten oder von Nonindependenz gesprochen, sind gemeinhin mixed Variablen gemeint, bei deren Analyse Fehler unterlaufen können resp. bewusst oder unbewusst in Kauf genommen werden. Gonzales und Griffin (1997) weisen unter anderem auf folgende Fehler hin, die bei der Analyse von dyadischen Daten gelegentlich zu beobachten sind. Ein erster möglicher Fehler ist der *Unabhängigkeitsfehler* (assumed independence error), wonach abhängige Daten als unabhängig betrachtet werden. Eine entsprechende analysetechnische Behandlung führt zu progressiven Entscheidungen bei der Hypothesenprüfung. D.h., dass mehr Effekte als signifikant angenommen werden, als nach dem nominellen Signifikanzniveau zulässig wären. Von einem Unabhängigkeitsfehler wird gesprochen, wenn beispielsweise 100 Paare als 200 Individuen betrachtet und in der Folge korrelative Zusammenhänge zwischen Variablen über die 200 als unabhängig betrachteten Personen gerechnet und Unterschiede zwischen den Partnern mittels *t*-Test für unabhängige Daten unter Einbezug eines Gruppenfaktors anstelle eines *t*-Tests für abhängige Daten analysiert werden.

Ein zweiter Fehler ist der *Ausschlussfehler* (deletion error). Darunter verstehen die Autoren die getrennte Analyse der beiden *Within*-Dyadengruppen durch Ausschluss der einen Hälfte der Personen von den Analysen (z.B. der Frauen bei Paaren oder der jüngeren Geschwister bei Geschwisterdyaden). Diese Praktik der Halbierung der Stichprobe führt einerseits zu einem Verlust an Information und andererseits zu einer Abnahme der Teststärke, die sich gemeinhin ungünstig auf die statistische Hypothesenprüfung auswirkt.

Ein dritter Fehler ist der Cross-Level-Fehler (cross-level error, auch ecological error genannt). Ein solcher liegt vor, wenn zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen verschiedenen Variablen die Mittel- oder Summenwerte der Dyaden verwendet und die korrelativen oder regressionsanalytischen Zusammenhänge zwischen den Variablen auf der Ebene der Individuen interpretiert werden; wenn also z.B. bei Geschwisterpaaren das über die Dyaden gemittelte Familienklima und deren gemittelte Beziehungsqualität miteinander in Beziehung gesetzt und die Ergebnisse auf der Ebene der einzelnen Personen gedeutet werden. Der Unterschied des Zusammenhangs zwischen zusammengefassten (gemittelten) und nicht zusammengefassten Variablen ist dabei abhängig vom Grad der empirischen Interdependenz.

Ein vierter Fehler ist schließlich der Analyse-Level-Fehler (levels of analysis error), bei dem es um die Interpretation von dyadischen Prozessen einerseits und individuellen Prozessen andererseits geht. So werden korrelative oder regressionsanalytische

Zusammenhänge zwischen dyadisch-zusammengefassten Variablen gelegentlich als dyadische Prozesse (*dyad-level processes*) und solche zwischen nicht zusammengefassten Variablen als individuelle Prozesse (*individual-level processes*) betrachtet. Diese Auslegungen sind insofern falsch, als in beiden Fällen sowohl dyadische als auch individuelle Prozesse eine Rolle spielen. Die Korrelation zwischen der gemittelten Frustrationstoleranz und der gemittelten Partnerschaftszufriedenheit bei Paaren darf demnach nicht als rein dyadischer Partnerschaftsmechanismus gedeutet werden, weil individuelle Prozesse mit hineinspielen. Und die Korrelation zwischen der vom Lehrer eingeschätzten Motivation seiner Schüler und dem von den Schülern eingeschätzten Arbeitsklima darf nicht alleine auf der individuellen Ebene betrachtet werden, da die Einschätzungen des Lehrers und der Schüler gewöhnlich nicht unabhängig voneinander sind.

2.2 Modelle zur Analyse dyadischer Daten

Zur Analyse von mixed Variablen bei dyadischen Daten wurden eine Reihe von Analysetechniken vorgestellt (z.B. Gonzales & Griffin, 1997, 1999; Kashy & Kenny, 2000; Kenny, 1996). Besonders interessant sind das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell, das Mutual-Influence-Modell sowie das Common-Fate-Modell, die die Analyse von Akteur- und Partnereffekten, reziproken Beziehungen oder Zusammenhängen auf der dyadischen Ebene erlauben. Die ersten beiden Modelle dienen der Untersuchung von Zusammenhängen auf der individuellen Ebene, das Common-Fate-Modell der Analyse von Effekten zwischen latenten Variablen auf der dyadischen Ebene. Alle drei Modelle bestehen in ihrer Grundform aus vier manifesten (beobachteten) Variablen. Manifeste Variablen werden nachfolgend durch Rechtecke resp. Quadrate, latente Variablen durch Kreise oder Ellipsen symbolisiert.

2.2.1 Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell

Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell (APIM; s. Kenny & Cook, 1999; Kenny, 1996) setzt sich in seiner klassischen Form aus vier Messvariablen (X_A , X_B , Y_A und Y_B) sowie zwei latenten Residuen (ζ_{Y_A} und ζ_{Y_B}) zusammen (s. Abb. 2.2) und ist genau identifiziert³. Bei jeder Person einer Dyade werden dabei die Ausprägungen auf einer Ursachenvariable (UV) und einer Ergebnisvariable (AV) erfasst, die auch als exogene Variablen (X_A und X_B) und endogene Variablen (Y_A und Y_B) bezeichnet werden. Zwischen den beiden exogenen Variablen wie auch zwischen den beiden latenten Residuen der endogenen Variablen sind Kovarianzen vorgesehen. Bei der Kovarianz zwischen den Residuen handelt es sich um die partielle Kovarianz zwischen den beiden endogenen Variablen, aus denen der Einfluss der beiden exogenen Variablen herauspartialisiert wurde. Die intrapersonalen Beziehungen zwischen den exogenen und endogenen Variablen (horizontale Pfeile, $\gamma_{Y_A X_A}$ und $\gamma_{Y_B X_B}$) werden als Akteureffekte bezeichnet, die interpersonalen Beziehungen zwischen den exogenen und endogenen Variablen (diagonale Pfeile $\gamma_{Y_A X_B}$ und $\gamma_{Y_B X_A}$) als Partnereffekte. Substantielle Partnereffekte sind ein Indikator dafür, dass Personen Teil eines interdependenten Systems sind, wobei die Größe dieser Effekte ein Maß für die Interdependenz darstellt (Kenny & Cook, 1999). Das Ignorieren

³ Ein genau identifiziertes Modell ist ein saturiertes Modell, das null Freiheitsgrade aufweist.

substantieller Partnereffekte führt zu einer Überschätzung der Akteureffekte, das Ignorieren bedeutender Akteureffekte zu einer Überschätzung der Partnereffekte.

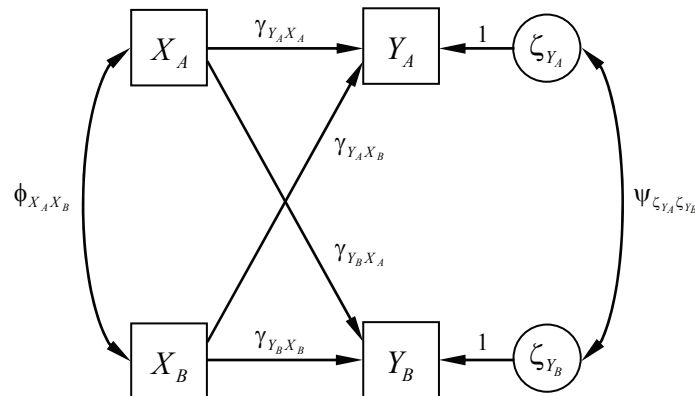


Abb. 2.2: Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell.

2.2.2 Das Mutual-Influence-Modell

Das Mutual-Influence-Modell (MIM; s. Kenny, 1996; Woody & Sadler, 2005) besteht in seiner klassischen Form wie das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell aus vier manifesten und zwei latenten Residuen (s. Abb. 2.3). Die beiden endogenen Variablen (Y_A und Y_B) sind durch gegengerichtete Pfade ($\gamma_{Y_A Y_B}$ und $\gamma_{Y_B Y_A}$) miteinander verbunden, die das Herz des Modells bilden. Aufgrund der reziproken Beziehung zwischen Y_A und Y_B handelt es sich um ein non-rekursives Modell⁴. Die beiden exogenen Variablen X_A und X_B dienen als instrumentelle Variablen, ohne die das Modell nicht identifiziert wäre und sich folglich auch nicht schätzen ließe. Grundsätzlich wird vorausgesetzt, dass von den instrumentellen Variablen jeweils auf eine der beiden endogenen Variablen eine kausale Beziehung besteht, ohne dass eine kausale Relation zur anderen endogenen Variable existiert (Heise, 1975; James & Singh, 1978). Nach der klassischen Konzeption des Mutual-Influence-Modells sind keine Partnereffekte, sondern nur Akteureffekte vorgesehen. Die Annahme dass eine instrumentelle Variable nur eine und nicht beide endogenen Variablen beeinflusst, ist nach Kenny (1996) rational zu begründen und nicht aufgrund von statistischen Analysen. Zur Identifikation des in Abb. 2.3 dargestellten Modells reicht eine instrumentelle Variable aus (z.B. X_B). Die Stärke und mitunter die Richtung der beiden reziproken Effekte sowie deren Verhältnis zueinander sind in hohem Maße abhängig von

⁴ Non-rekursive Modelle lassen sich nicht mittels Regressionsanalysen oder Multi-Level-Analysen schätzen. Bei non-rekursiven Modellen kann es vorkommen, dass die Parameter nicht eindeutig aus den Daten geschätzt werden können. In diesem Falle ist das Modell nicht identifiziert (oder unteridentifiziert). Rekursive Kausalmodelle wie das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell oder das Common-Fate-Modell können hingegen immer geschätzt werden.

der Wahl der instrumentellen Variablen. Als instrumentelle Variable besonders geeignet sind dispositionale Variablen, vor allem wenn reziproke Effekte zwischen State-Variablen analysiert werden. Sadler und Woody (2003) untersuchten unter anderem reziproke Beziehung zwischen dem situationalen Dominanzverhalten der Frau und dem situationalen Dominanzverhalten des Mannes unter Einbezug des dispositionalen Dominanzverhaltens als instrumentelle Variablen. Die Kovarianz zwischen den Residuen kann weggelassen resp. auf Null fixiert werden, wenn angenommen wird, dass zwischen den Residuen keine Beziehung besteht. Dies bedingt unter anderem, dass es keine Drittvariablen gibt, die die endogenen Variablen verursachen, die im Modell nicht berücksichtigt wurden. Es ist zu beachten, dass eine Fixierung dieser Kovarianz sich auf die Schätzung der reziproken Effekte auswirkt.

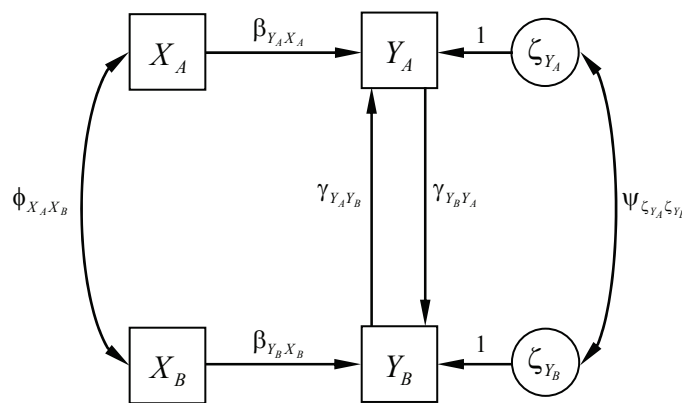


Abb. 2.3: Das Mutual-Influence-Modell.

2.2.3 Das Common-Fate-Modell

Das Common-Fate-Modell (CFM; Gonzalez & Griffin, 2002; Kenny, 1996; Woody & Sadler, 2005) besteht in seiner klassischen Form aus vier so genannten Effektindikatoren (X_A , X_B , Y_A und Y_B), einer latenten exogenen Variable (ξ) und einer latenten endogenen Variable (η), vier Fehlertermen (δ_{X_A} , δ_{X_B} , ε_{Y_A} und ε_{Y_B}) sowie einem Residuum (ζ) (s. Abb. 2.4). Zwischen der latenten exogenen und der latenten endogenen Variable wird auf der dyadischen Ebene eine kausale Relation $\gamma_{\eta\xi}$ angenommen. Bei der Analyse von Dyaden mit unterscheidbaren Partnern ist jeweils eine Faktorladung der beiden latenten Variablen auf 1 zu setzen (z.B. λ_{X_A} und λ_{Y_A}). Sollte das Modell inkonsistent sein mit den Daten, sind, wie im Falle von Dyaden mit nicht ununterscheidbaren Partnern (z.B.

gleichgeschlechtliche Zwillinge), alle Faktorladungen (λ_{X_A} , λ_{X_B} , λ_{Y_A} und λ_{Y_B}) auf 1 zu setzen, sofern die Faktorladungen λ_{X_A} und λ_{X_B} sowie λ_{Y_A} und λ_{Y_B} einander ähnlich sind.

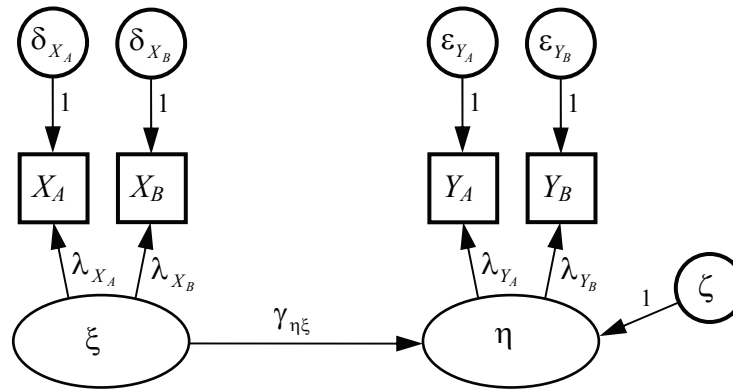


Abb. 2.4: Das Common-Fate-Modell.

2.2.4 Selektion und Spezifikation eines Modells

Das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell ist zu verwenden, wenn Zusammenhänge zwischen den Partnern auf der individuellen Ebene untersucht werden sollen, und zwar unabhängig davon, ob die mixed Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren oder nicht. Das Mutual-Influence-Modell ist heranzuziehen, wenn reziproke Einflüsse zwischen zwei Personen analysiert werden sollen. Als endogene Variablen eignen sich speziell Zustandsvariablen (state variables) sowie Variablen, die verhaltensproximale Aspekte erfassen, wie z.B. Aggressivität im Kommunikationsverhalten, als exogene Variablen vor allem dispositionale Variablen (trait variables) wie z.B. Aggressivität als Disposition. Das Mutual-Influence-Modell setzt grundsätzlich voraus, dass zwischen den instrumentellen Variablen und den beiden exogenen Variablen jeweils nur eine kausale Beziehung besteht, in der Regel zwei Akteureffekte (vgl. aber Woody & Sadler, 2005). Das Akteur-Partner-Interdependenz- und das Mutual-Influence-Modell sind auch dann zu wählen, wenn die beiden exogenen Variablen (X_A und X_B) gering korrelieren, wie im Falle von Arbeitsstress. Eine geringe intradyadische Korrelation kann – wie oben erwähnt – ein Indikator dafür sein, dass es sich um mixed Variablen handelt, die keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren. Die Detektion bedeutender reziproker Effekte mittels Mutual-Influence-Modell setzt im Allgemeinen voraus, dass zwischen den beiden endogenen Variablen (Y_A und Y_B) eine substantielle Korrelation besteht.

Das Common-Fate-Modell kann eingesetzt werden, wenn die mixed Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren und deren Zusammenhang auf der dyadischen Ebene analysiert werden soll (s. Kenny, 1996; Woody & Sadler, 2005). Daraus folgt, dass das Akteur-Partner-Interdependenz-Modell grundsätzlich in all den Fällen verwendet werden kann, in denen das Common-Fate-Modell angewendet werden kann, sofern nicht rationale oder andere Überlegungen gegen die Analyse von Effekten auf der individuellen Ebene sprechen. Auf eine Anwendung des Common-Fate-Modells ist aus konzeptuellen Überlegungen zu verzichten, wenn die mixed Variablen keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren, wie z.B. im Falle von Arbeitsstress. Das klassische Mutual-Influence-Modell ist zu verwenden, wenn reziproke Beziehungen zwischen Personen analysiert werden sollen und die Partnereffekte als unbedeutend angenommen werden.

Die drei Modelle können je nach Annahmen und Variablen auch miteinander kombiniert werden. Woody und Sadler (2005) diskutierten die Kombination des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells mit dem Mutual-Influence-Modell und Matthews, Conger und Wickrama (1996) testeten eine Komposition des Akteur-Partner-Modells und des Common-Fate-Modells.

2.3 Moderation

Moderierende Prozesse geben Aufschluss über den Einfluss von zusammenwirkenden Faktoren. Von Moderation wird gesprochen, wenn der Zusammenhang zwischen zwei Variablen abhängig ist von einer Drittvariable, die in diesem Fall als Moderatorvariable bezeichnet wird. Eine Moderatorvariable ist eine qualitative (z.B. Geschlecht, Herkunft) oder quantitative Drittvariable (z.B. Alter), die den Zusammenhang zwischen einer unabhängigen Variable (*UV*) und einer abhängigen Variable (*AV*) beeinflusst. D.h., dass die Stärke und/oder die Richtung der Beziehung zwischen einer unabhängigen und einer abhängigen Variable abhängig ist von der Ausprägung auf der Moderatorvariable. So ist z.B. die Beeinträchtigung des Befindens (*AV*) durch ein kritisches Lebensereignis (*UV*) abhängig von den verfügbaren Ressourcen einer Person (Moderator). Moderatoren, die sowohl verstärkend als auch puffernd wirken können, sind dabei immer unabhängige Variablen, die gemeinhin auf der gleichen Stufe stehen wie die anderen unabhängigen Variablen, die in die Analyse einbezogen werden.

Welcher Variable in einem konkreten Modell die Moderatorrolle zugeschrieben wird, ist kraft theoretischer Überlegungen zu bestimmen. Moderatorvariablen sind in die Analyse einzubeziehen, wenn aufgrund theoretischer Überlegungen Interaktionseffekte geprüft werden sollen; wenn also erwartet wird, dass der Effekt zwischen einer exogenen Variable und einer endogenen Variable abhängig ist von einer dritten Variable. Der Einbezug von Moderatoren aufgrund theoretisch-rationaler Überlegungen ist a posteriori in Erwägung zu ziehen, wenn der Effekt zwischen zwei Variablen sich als unerwartet gering herausstellt.

2.3.1 Prüfung von Moderatoreffekten

Im Kontext der Analyse von moderierenden Effekten und der Einteilung der Variablen in kategoriale versus stetige Variablen (z.B. Geschlecht versus Alter) können vier Fälle unterschieden werden, wobei die abhängige Variable stets als quantitativ angenommen wird (s. Baron & Kenny, 1986). Im ersten Fall sind die unabhängige Variable und die Moderatorvariable kategorial. Im zweiten Fall ist die unabhängige Variable stetig, während die Moderatorvariable kategorial ist. Im dritten Fall ist die unabhängige Variable kategorial, während die Moderatorvariable stetig ist. Im vierten Fall sind die Moderatorvariable und die unabhängige Variable stetig. Die Prüfung der Annahme, dass ein moderierender Effekt vorliegt, richtet sich nach dem vorliegenden Fall (s. Tab. 2.1).

Tab. 2.1: Prüfung moderierender Effekte

Moderator	Unabhängige Variable (UV)	
	kategorial	stetig
kategorial	ANOVA	Z.B. 2 Regressionsanalysen
stetig	Regressionsanalyse mit UV, Moderator und Interaktionsterm als Prädiktoren	

Fall 1: Die unabhängige Variable und die Moderatorvariable sind kategorial. Ein Beispiel hierfür wäre die Untersuchung der Lebenszufriedenheit (*AV*) von Personen in Abhängigkeit des Geschlechtes (*M*) und des Zivilstandes (*UV*). In diesem einfachsten Fall ist eine univariate Varianzanalyse (ANOVA – Analysis of Variance) mit zwei Between-Faktoren durchzuführen. Die Annahme, dass ein moderierender Effekt vorliegt, ist verifiziert, wenn ein signifikanter resp. substantieller ($\eta \geq .10$) Interaktionseffekt resultiert. Überlegungen, die die Moderation betreffen, werden in diesem Fall in der Praxis allerdings selten angestellt. Stattdessen begnügt man sich mit der Interpretation des Interaktionseffekts.

Fall 2: Die unabhängige Variable ist stetig, die Moderatorvariable kategorial. Dieser Fall liegt vor, wenn z.B. der Einfluss der Frustration (*UV*) auf die Aggressivität (*AV*) abhängig ist vom Geschlecht (*M*). Die Annahme, dass der Zusammenhang zwischen Prädiktor und Kriterium vom Moderator abhängig ist, ist mittels Korrelations-, Regressions- oder Strukturgleichungsanalyse zu prüfen. Regressionsanalysen sind durchzuführen, wenn Evidenz besteht, dass die Varianz der Prädiktorvariable über die Gruppen variiert. Bei heterogenen Varianzen und wenn der Messfehler der Prädiktorvariable abhängig ist vom Moderator, sind Strukturgleichungsmodelle zu verwenden. Die Annahme, dass der Zusammenhang zwischen zwei Variablen durch eine dritte moderiert wird, ist bestätigt, wenn die Effekte sich signifikant voneinander unterscheiden. Formeln zur Testung der Differenz zwischen zwei Regressionskoeffizienten finden sich bei Cohen, Cohen, West und Aiken (2003).

Fall 3: Die unabhängige Variable ist kategorial, die Moderatorvariable stetig. Es ist denkbar, dass der Zusammenhang zwischen Land- versus Stadtbevölkerung (*UV*) und Einkommen (*AV*) durch die Bildung (*M*) moderiert wird. Zur Prüfung der Annahme, dass der Zusammenhang zwischen der unabhängigen und der abhängigen Variable durch den Moderator moderiert wird, ist ein Interaktionsterm zu bilden, indem die Prädiktorvariable

mit dem Moderator multipliziert wird.⁵ Diese Multiplikation kann zu einer linearen Abhängigkeit zwischen den beiden Variablen und dem Interaktionsterm führen. Um dieses Problem der Multikollinearität zu begrenzen, ist die Moderatorvariable vor der Produktbildung zu zentrieren⁶ oder zu standardisieren (Aiken & West, 1991; Cohen et al., 2003; Frazier, Tix, & Baron, 2004; Jaccard & Turrissi, 2003). Von einer Zentrierung resp. Standardisierung ist abzusehen, wenn der Wert Null Sinn macht wie z.B. bei der Anzahl der Geschwister (Cohen et al., 2003). Ein Moderatoreffekt liegt vor, wenn der Effekt des Interaktionsterms auf die abhängige Variable substantiell ist (Aiken & West, 1991) oder wenn der Varianzzuwachs durch den Interaktionsterm signifikant ist (Frazier et al., 2004), wobei die einfachen Effekte des Prädiktors und des Moderators durch Einbezug in die Analysen zu kontrollieren sind. Ob die Effekte des Prädiktors X und des Moderators M per se signifikant sind, ist dabei ohne Belang (Baron & Kenny, 1986). Ein univariates Pfadmodell mit einem Prädiktor, einem Moderator und einem Interaktionsterm ist in Abb. 2.5 dargestellt.

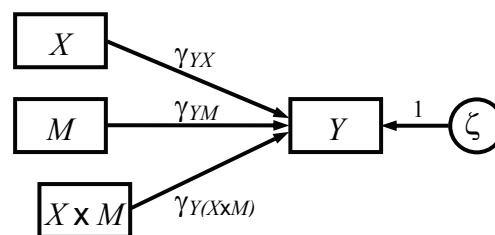


Abb. 2.5: Das klassische Moderatormodell mit Interaktionsterm.

Anmerkungen: X steht für den Prädiktor, M für den Moderator, $X \times M$ für den Interaktionsterm und Y für das Kriterium.

Fall 4: Die unabhängige Variable und die Moderatorvariable sind stetig. Dieser Fall liegt vor, wenn z.B. der Zusammenhang zwischen Arbeitsstress (UV) und Zufriedenheit (AV) durch die Beziehungsqualität (M) moderiert wird. Analog zum dritten Fall mit kategorialer

⁵ Im Zusammenhang von Interaktionseffekten zwischen zwei Individuen, die eine Dyade konstituieren, werden in der Literatur zwei weitere Möglichkeiten diskutiert (Kenny & Cook, 1999; Kenny, Kashy, & Cook, 2006), und zwar die Bildung von Differenzwerten oder die Verwendung des höheren oder tieferen Wertes der beiden Individuen einer Dyade. Differenzwerte sind zu verwenden, wenn der Einfluss der Ähnlichkeit zwischen Personen untersucht werden soll, z.B. in Bezug auf das Alter. Der höhere oder tiefere Wert einer bestimmten Fertigkeit oder Eigenschaft ist als Interaktionsterm zu verwenden, wenn der extremere Wert einer Dyade interessiert, so könnte z.B. bei der Analyse des Zusammenhangs zwischen der Depressivität und der partnerschaftlichen Kommunikation bei der Depressivität der höhere Wert der beiden Personen einbezogen werden. Bei der Schätzung von Interaktionseffekten in Form von Differenzwerten oder Extremwerten sind die einfachen Effekte durch Einbezug in die Analysen zu kontrollieren (Baron & Kenny, 1986).

⁶ Eine Zentrierung erfolgt, indem der Gesamtmittelwert einer Variable vom Individualwert der einzelnen Personen subtrahiert wird.

unabhängiger Variable ist zur Prüfung des Zusammenhangs zwischen der unabhängigen und der abhängigen Variable in Abhängigkeit des Moderators die Prädiktorvariable mit dem Moderator zu multiplizieren und als Interaktionsterm einzubeziehen (s. Abb. 2.5). Zur Verringerung der Multikollinearität sind die Moderatorvariable und die unabhängige Variable vor der Produktbildung zu zentrieren oder zu standardisieren (Aiken & West, 1991; Cohen et al., 2003; Frazier et al., 2004; Jaccard & Turrisi, 2003), wobei auch in diesem Fall von einer Zentrierung resp. Standardisierung abzusehen ist, wenn der Wert Null Sinn macht (Cohen et al., 2003). Die Annahme, dass ein moderierender Zusammenhang vorliegt, ist verifiziert, wenn der Interaktionseffekt substantiell ist (Aiken & West, 1991) oder wenn der inkrementelle Varianzanteil des Interaktionsterms signifikant ist (Frazier et al., 2004), wobei auch hier die einfachen Effekte des Prädiktors und des Moderators zu kontrollieren sind.

Bei der Prüfung von Moderatorhypothesen ist zu beachten, dass bei multivariater Normalverteilung der Variablen die Zentrierung resp. die Standardisierung des Prädiktors und des Moderators dazu führt, dass die Kovarianz zwischen dem Interaktionsterm und dem Kriterium Null wird (Aiken & West, 1991). Aus diesem in der Literatur kaum beachteten Umstand folgt, dass zur Analyse von Interaktionseffekten auf statistische Verfahren verzichtet werden sollte, die eine multivariate Normalverteilung aller Variablen voraussetzen (s. West, Finch, & Curran, 1995), wie die im Rahmen von Strukturgleichungsanalysen häufig verwendete Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode) oder die Methode der verallgemeinerten kleinsten Quadrate (*generalized least-squares*; GLS). Bei zentrierten resp. standardisierten Variablen sind zur Prüfung moderierender Hypothesen OLS-Regressionsanalysen (Ordinary Least Square) oder bei Anwendung von Strukturgleichungsmodellen Bootstrap-Analysen (Efron & Tibshirani, 1993; s. auch Ledermann & Bodenmann, 2006, Abschnitt 3.1) durchzuführen.

2.3.2 Interpretation von Moderatoreffekten

Der folgende Abschnitt zur Interpretation moderierender Effekte bezieht sich auf die Fälle 3 und 4, in denen die Moderatorvariable stetig ist.

Bei Modellen mit Interaktionstermen sind für die Interpretation die unstandardisierten Regressions- resp. Pfadkoeffizienten zu verwenden, da der Berechnung der standardisierten Koeffizienten durch Statistikprogramme gemeinhin der Ansatz des linearen Modells ($\hat{Z}_Y = \beta_{YX}Z_X + \beta_{YM}Z_M + \beta_{Y(XM)}Z_{XM}$) zugrunde liegt und nicht der des

additiv-multiplikativen Modells ($\hat{Z}_Y = \beta + \beta_{YX}Z_X + \beta_{YM}Z_M + \beta_{Y(XM)}Z_XZ_M$) (Whisman & McClelland, 2005).

Zur Interpretation sind in die Vorhersagegleichung der Form $\hat{Y} = (\gamma_{YX} + \gamma_{Y(XXM)}M)X + \gamma_{YM}M + \gamma$, die sich durch Umformen der Strukturgleichung $\hat{Y} = \gamma + \gamma_{YX}X + \gamma_{YM}M + \gamma_{Y(XXM)}XM$ ergibt, konkrete Werte der Moderatorvariable M einzusetzen. Wenn der Prädiktor kategorial ist, sind die Werte der Kategorien zu verwenden. Wenn der Prädiktor stetig ist, empfehlen Cohen et al. (2003) die Verwendung des Mittelwertes sowie eines höheren und eines tieferen Wertes (z.B. Mittelwert plus/minus eine Standardabweichung), wobei nur Werte verwendet werden sollten, die theoretisch auch Sinn machen. Zur Vereinfachung der Interpretation der Moderation sind die drei Gleichungen, die für die verschiedenen Werte der Moderatorvariable resultieren, graphisch darzustellen (s. Ledermann & Bodenmann, 2006, Abschnitt 3.1).

2.4 Mediation

Modelle über mediierende Prozesse sind weit verbreitet und von großer Bedeutung für die Sozialwissenschaften, da sie gemeinhin Aussagen über kausale Zusammenhänge machen, die auch Hinweise liefern, an welcher Stelle es günstig erscheinen mag, zu intervenieren. Mediation in methodischem Sinne liegt vor, wenn eine Drittvariable den Zusammenhang zwischen zwei anderen Variablen vermittelt. Eine Mediatorvariable, auch intervenierende oder Prozessvariable genannt, ist eine quantitative Variable, die den Einfluss der exogenen Variable auf die endogene Variable vermittelt, wobei zwischen den Variablen eine kausale Beziehung angenommen wird. Das einfachste Mediatormodell mit einem Prädiktor (X), einem Kriterium (Y) und einem Mediator (M) ist als Pfadmodell in Abb. 2.6 dargestellt.⁷ Ein klassisches Beispiel hierfür ist das Stimulus-Organismus-Reaktions-Modell von Woodworth (1928), nach dem der aktive Organismus eine intervenierende Prozessrolle zwischen Stimulus und Reaktion einnimmt.

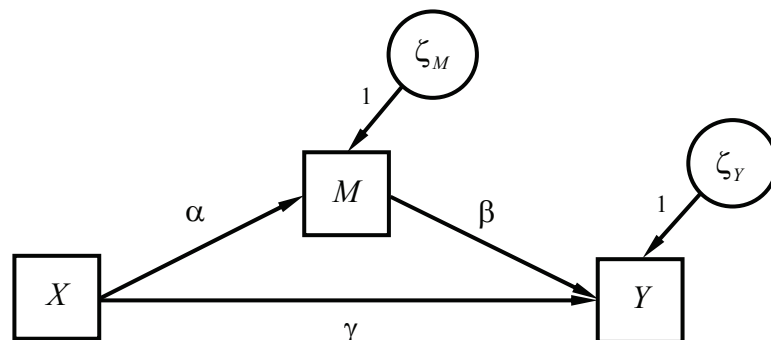


Abb. 2.6: Das Drei-Variablen-Mediator-Modell.

Der bivariate Effekt zwischen der exogenen Variable X und der endogenen Variable Y lässt sich in drei Arten von Effekten zerlegen, den direkten Effekt, den indirekten Effekt und den totalen Effekt. Der *direkte Effekt* entspricht der direkten kausalen Assoziation (in Form einer Kovarianz oder Korrelation) zwischen zwei Variablen. In Abb. 2.6 gibt es drei direkte Effekte, nämlich von X auf M (α), von X auf Y (γ) und von M auf Y (β). Der *indirekte Effekt* entspricht dem kausalen Einfluss einer exogenen Variable auf eine endogene Variable über eine oder mehrere Mediatorvariablen und ergibt sich aus dem Produkt der seriell verbundenen direkten Effekte, hier $\alpha\beta$. Der *totale Effekt* entspricht der Summe des direkten und indirekten Effektes, in Abb. 2.6 $\gamma + \alpha\beta$, resp. dem bivariaten

⁷ Zur Vereinfachung wird in diesem Abschnitt auf die LISREL-Notation verzichtet.

Effekt (in Form einer Kovarianz oder Korrelation), der sich zwischen der exogenen Variable und der endogenen Variable ergibt, wenn die Mediatorvariable aus der Analyse ausgeschlossen wird. Diese drei Arten von Effekten lassen sich sowohl auf der Basis von standardisierten als auch von unstandardisierten Koeffizienten schätzen.

2.4.1 Arten der Mediation

Von Mediation kann grundsätzlich gesprochen werden, wenn die direkten Effekte α und β sowie der indirekte Effekt $\alpha\beta$ signifikant sind. In diesem Kontext können zwei Arten von Mediation unterschieden werden, und zwar partielle und vollständige Mediation. *Partielle Mediation* liegt vor, wenn der direkte Effekt zwischen X und Y signifikant resp. substantiell ($|\gamma| \geq .10$) größer oder kleiner als Null ist und dasselbe Vorzeichen aufweist wie der indirekte Effekt $\alpha\beta$. Bei partieller Mediation ist aufgrund der direkten Beziehung zwischen X und Y der totale Effekt größer als der indirekte Effekt ($|\gamma + \alpha\beta| > |\alpha\beta|$). Die Größe von γ ist hierbei ein Maß für den Grad der partiellen Mediation. Weisen der direkte Effekt γ und der indirekte Effekt $\alpha\beta$ unterschiedliche Vorzeichen auf, liegt Suppression vor (s. MacKinnon, Krull, & Lockwood, 2000; Shrout & Bolger, 2002). Im Falle von Suppression kommt es zu einem Vorzeichenwechsel bei einem der beiden direkten Effekte (hier β oder γ) gegenüber dem bivariaten Effekt (Kovarianz resp. Korrelation zwischen X und Y oder M und Y), was zu einer Verringerung des totalen Effektes führt. Im Extremfall können sich der indirekte und der direkte Effekt komplett aufheben. *Vollständige Mediation* liegt vor, wenn der Koeffizient γ Null ist resp. sich nicht signifikant von Null unterscheidet. Wenn der direkte Effekt Null ist, entspricht der indirekte Effekt von X auf Y via M dem totalen Effekt von X auf M ; d.h. $\alpha\beta = \gamma + \alpha\beta$.

2.4.2 Prüfung von Mediatoreffekten

Zur Testung von Mediationseffekten wird bei Verwendung von Strukturgleichungsmodellanalysen im Manuskript *Mediation in dyadic research: A Structural Equation Modeling approach* (s. Abschnitt 3.2) eine Drei-Schritt-Prozedur vorgeschlagen, die aus einem Modelltest besteht sowie der Prüfung der direkten Effekte und des indirekten Effekts.

Im *ersten Schritt* ist zu prüfen, ob das Modell ohne direkten Pfad zwischen X und Y konsistent mit den Daten ist. Wenn dieses Modell mit einem Freiheitsgrad gemäß gebräuchlichen Indizes einen guten Modellfit aufweist, ist dies ein Indikator dafür, dass

vollständige Mediation vorliegt. Bei ungenügender Modellanpassung ist das saturierte Modell mit direktem Effekt zwischen X und Y für die nachfolgenden Tests zu verwenden.

Im *zweiten Schritt* sind die Koeffizienten des gewählten Modells auf Signifikanz zu testen. Zum Nachweis, dass der Zusammenhang zwischen X und Y durch M mediiert wird, müssen sowohl α als auch β signifikant resp. substantiell ($\geq .10$) sein, da es wenig Sinn macht, von Mediation zu sprechen, wenn nicht beide Effekte statistisch von Bedeutung sind.

Im *dritten Schritt* ist der indirekte Effekt $\alpha\beta$ auf Signifikanz zu testen. Zur Prüfung indirekter Effekte kann folgende Formel verwendet werden:

$$z = \frac{\hat{\alpha}\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}\hat{\beta}}}, \quad (1)$$

wobei $\hat{\alpha}\hat{\beta}$ für den geschätzten indirekten Effekt steht und $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}\hat{\beta}}$ für den geschätzten Standardfehler des indirekten Effekts. Zur Berechnung des geschätzten Standardfehlers wurden verschiedene Formeln vorgeschlagen. MacKinnon und seine Kollegen (MacKinnon, Lockwood, Hoffman, West, & Sheets, 2002; MacKinnon, Warsi, & Dwyer, 1995) empfehlen die in der Literatur häufig verwendete Formel von Sobel (1982):

$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}\hat{\beta}} = \sqrt{\hat{\alpha}^2 \hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2 + \hat{\beta}^2 \hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}^2}. \quad (2)$$

Hierbei repräsentieren $\hat{\alpha}$ und $\hat{\beta}$ die geschätzten Koeffizienten der Pfade $X \rightarrow M$ und $M \rightarrow Y$, und $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}^2$ und $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2$ die geschätzten Varianzen der Koeffizienten $\hat{\alpha}$ und $\hat{\beta}$. Es hat sich gezeigt, dass bei kleinen und mittelgroßen Stichproben indirekte Effekte im Allgemeinen deutlich von der Normalverteilung abweichen, selbst dann, wenn die einzelnen Variablen normal verteilt sind (Bollen & Stine, 1990; MacKinnon et al., 2002; MacKinnon, Lockwood, & Williams, 2004; Shrout & Bolger, 2002). Verschiedene Autoren (z.B. Bollen & Stine, 1990; Shrout & Bolger, 2002) empfehlen daher, zur Prüfung indirekter Effekte Bootstrap-Analysen durchzuführen, die die Schätzung von Bootstrap-Konfidenzintervallen von indirekten Effekten erlauben, die anzeigen, ob ein signifikanter Effekt vorliegt. Ein bedeutender Effekt liegt vor, wenn der Wert Null außerhalb der Intervallgrenzen liegt.

Nach diesem Ansatz kann von Mediation gesprochen werden, wenn die direkten Effekte α und β substantiell sind und wenn der indirekte Effekt $\alpha\beta$ signifikant ist. Bei Verwendung des saturierten Mediatormodells mit direktem Pfad zwischen X und Y liegt

partielle Mediation vor, sofern dieser direkte Effekt γ auch signifikant resp. substantiell ($|\gamma| \geq .10$) ist und dasselbe Vorzeichen aufweist wie der indirekte Effekt $\alpha\beta$. Im Falle von partieller Mediation wird der Zusammenhang zwischen X und Y partiell über M mediiert. Der relative Anteil der Mediation am Gesamteffekt ergibt sich durch Division des indirekten Effektes $\alpha\beta$ durch den totalen Effekt $\alpha\beta + \gamma$. Wenn der direkte Effekt γ sich als vernachlässigbar resp. als inexistent herausstellt, wird der Zusammenhang zwischen X und Y vollständig über M mediiert.

Die Prüfung von Mediationshypothesen kann anstelle von Strukturgleichungsmodellen auch mittels Regressionsanalysen erfolgen. Dabei ist mittels bivariater Analyse zu prüfen, ob der Effekt α von der exogenen Variable X auf den Mediator M signifikant ist. Mittels multipler Regressionsanalyse ist in einem weiteren Schritt zu testen, ob der Effekt β vom Mediator M auf die endogene Variable Y signifikant ist, wenn X als Prädiktor miteinbezogen wird. Schließlich ist der indirekte Effekt $\alpha\beta$ z.B. mittels Formel 1 und 2 auf Signifikanz zu testen.

3 Methodische Arbeiten

In den folgenden beiden Abschnitten finden sich die Abstracts der beiden methodischen Arbeiten, in deren Rahmen drei Modelle eingeführt wurden, die der Analyse von Moderator- und Mediatoreffekten bei dyadischen Daten dienen. Die Illustration der Modelle sowie die Interpretation und Diskussion der Ergebnisse erfolgt an Daten von 198 heterosexuellen Paaren zu Stress, Partnerschaftsqualität, Depressivität, sexuellen Störungen und dyadischem Coping. Die erste Arbeit ist 2006 in der *Zeitschrift für Sozialpsychologie* erschienen.

3.1 Moderator- und Mediatoreffekte bei dyadischen Daten⁸

Zur Analyse von Moderator- und Mediatoreffekten bei dyadischen Daten werden in diesem Beitrag zwei Erweiterungen des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells vorgestellt. Die beiden Modelle, die als Akteur-Partner-Moderator-Modell und Akteur-Partner-Mediator-Modell bezeichnet werden, dienen im Rahmen von dyadischen Untersuchungen der Überprüfung von Drittvariablen, welche die Zusammenhänge zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen moderieren bzw. mediiieren. Neben einer kurzen Anleitung zur Analyse des Moderatormodells mittels Regressionsanalysen finden sich Hinweise zur Durchführung von Bootstrap-Analysen bei Verwendung von Strukturgleichungsanalysen. Zur Einschätzung der Mediation werden verschiedene Indikatoren erörtert. Beide Modelle werden exemplarisch anhand von dyadischen Daten zu Alltagsstress, Partnerschaftsqualität, Depressivität und sexuellen Störungen bei 198 heterosexuellen Paaren illustriert. Die zum Akteur-Partner-Moderator-Modell durchgeführten Regressions- und Bootstrap-Analysen stützen die Hypothese, dass der Zusammenhang zwischen Alltagsstress und sexuellen Störungen durch die Partnerschaftsqualität moderiert wird. Die auf dem Akteur-Partner-Mediator-Modell basierenden strukturanalytischen Ergebnisse stützen die Annahme, dass der Zusammenhang zwischen Alltagsstress und Partnerschaftsqualität durch die Depressivität mediiert wird. Abschließend werden neben dem Nutzen die Vorzüge und Grenzen dieser Modelle diskutiert.

⁸ Die Referenzangabe dieser Arbeit lautet: Ledermann, T., & Bodenmann, G. (2006). Moderator- und Mediatoreffekte bei dyadischen Daten: Zwei Erweiterungen des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 37, 27-40. Das Manuskript wurde von Thomas Ledermann verfasst und von Guy Bodenmann sowie Siegfried Macho durchgesehen.

3.2 Mediatoreffekte auf der individuellen und dyadischen Ebene bei Dyaden⁹

Zur Analyse von mediiierenden Effekten auf der individuellen und dyadischen Ebene bei dyadischen Daten werden zwei Strukturgleichungsmodelle vorgestellt, die als Common-Fate-Mediator-Modell und Akteur-Partner-Mediator-Modell bezeichnet werden. Das erste ist zu verwenden, wenn die auf der individuellen Ebene gemessenen Variablen Dyaden gemeinsame Faktoren repräsentieren und wenn die Beziehung zwischen den Variablen auf der dyadischen Ebene analysiert werden sollen. Das Akteur-Partner-Mediator-Modell ist heranzuziehen, wenn mediiierende Effekte auf der individuellen Ebene analysiert werden sollen, und zwar unabhängig davon, ob die Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren oder nicht. Im Rahmen dieses Modells werden drei Arten von Mediationseffekten unterschieden, die sich in der Anzahl der Mediatoren und unabhängigen Variablen unterscheiden. Zur Evaluation mediiierender Effekte mittels Strukturgleichungsmodellen wird eine allgemeine Drei-Schritt-Prozedur vorgeschlagen: Im ersten Schritt ist ein plausibles Modell zu wählen, das konsistent ist mit den Daten. Im zweiten Schritt sind die direkten Effekte zwischen den Variablen zu testen. Im dritten Schritt sind die Mediationseffekte mittels *z*-Statistik oder der Bootstrap-Methode zu testen. Die Anwendung der Modelle zusammen mit der Prozedur zur Testung mediiierender Effekte wird an Hand von Daten zu Alltagsstress, dyadischem Coping und Streitverhalten bei 198 heterosexuellen Paaren demonstriert.

⁹ Das vollständige Manuskript mit dem Titel *Mediation in dyadic research: A Structural Equation Modeling approach*, das von Siegfried Macho durchgesehen und ergänzt wurde, kann bei Thomas Ledermann angefordert werden.

4 Empirische Arbeiten

Die folgenden drei Abschnitte enthalten die Zusammenfassungen von drei empirischen Arbeiten, in denen die verschiedenen Akteur-Partner-Modelle sowie das Common-Fate-Mediator-Modell und das Mutual-Influence-Modell zur Analyse von Zusammenhängen bei heterosexuellen Paaren verwendet werden. In der ersten Arbeit, die im *International Journal of Sexual Health* erscheinen wird, wurde mittels Akteur-Partner-Interdependenz-Modell der Zusammenhang zwischen Depressivität und Sexualität untersucht. Unter Verwendung des Akteur-Partner-Mediator- und Akteur-Partner-Moderator-Modells wurde in der zweiten Arbeit, die in der Zeitschrift *Personal Relationships* erschienen ist, die Assoziation zwischen Stress, Sexualität und Partnerschaftszufriedenheit analysiert. Und in der letzten Arbeit wurde mittels Akteur-Partner-Mediator-, Common-Fate-Mediator- und Mutual-Influence-Modell das Zusammenspiel zwischen Stress, Kommunikation und Zufriedenheit untersucht.

4.1 Depressivität und Sexualität bei Paaren¹⁰

Die Untersuchung von Zusammenhängen zwischen der Depressivität und der Sexualität bei Paaren ist in der Literatur unterrepräsentiert. Auch wenn einige Studien substantielle Korrelationen zwischen klinischer Depression und dem Wunsch nach Sexualität berichten, so gibt es kaum welche, die den Zusammenhang zwischen der Depressivität und verschiedenen Aspekten der partnerschaftlichen Sexualität in intimen Beziehungen analysieren. Diese Studie untersucht den Zusammenhang zwischen der mit dem Depressionsinventar von Beck et al. (BDI) erfassten Depressivität und der Sexualität in Form von sexueller Zufriedenheit und Aktivität sowie sexuellen Störungen bei heterosexuellen Paaren. Die Effekte zwischen BDI und Sexualität innerhalb einer Person (Akteureffekt) und zwischen den Personen (Partnereffekt) werden mittels Akteur-Partner-Interdependenz-Modell analysiert. Die Ergebnisse zeigen, dass die selbsteingeschätzte Sexualität in der Tendenz stärker durch die eigene Depressivität beeinträchtigt wird, als durch die der Partnerin resp. des Partners und dass die Depressivität vor allem mit sexuellen Appetenzstörungen und sexueller Aversion assoziiert ist.

¹⁰ Die Referenz dieser Arbeit lautet: Bodenmann, G., Ledermann, T. (in press). Depressed mood and sexual functioning. *International Journal of Sexual Health*. Guy Bodenmann hat die Einleitung und die Diskussion geschrieben und die Arbeit redigiert. Thomas Ledermann hat den Methoden- und Ergebnisteil erstellt.

4.2 Stress und Sexualität bei Paaren¹¹

Obschon die Rollen, die individuelle und interpersonale Prozesse in intimen Beziehungen spielen, gut untersucht wurden, wissen wir relativ wenig darüber, wie beziehungsexterner Stress sich auf solche Beziehungen auswirkt. Diese Studie untersucht auf der Basis von 198 Paaren durch den Einbezug von beziehungsinternem Stress als Mediator den Zusammenhang zwischen beziehungsexternem Stress und Schlüsselindikatoren intimer Beziehungen bei Paaren. Die Ergebnisse basierend auf dem Akteur-Partner-Mediator-Modell liefern Evidenz dafür, dass Beziehungszufriedenheit, sexuelle Zufriedenheit und sexuelle Aktivität durch den beziehungsinternen Stress affektiert werden und dass der beziehungsinterne Stress mit beziehungsexternem Stress kovariiert, wobei ersterer stärker mit dem externen Stress in Form von Alltagsstress assoziiert ist als mit kritischen Lebensereignissen. Analysen basierend auf dem Akteur-Partner-Moderator-Modell deuten daraufhin, dass der Zusammenhang zwischen beziehungsinternem Stress und sexueller Aktivität durch die Partnerschaftszufriedenheit moderiert wird.

¹¹ Die Referenz dieser Arbeit lautet: Bodenmann, G., Ledermann, T., & Bradbury, T. N. (2007). Stress, sex, and satisfaction in marriage. *Personal Relationships*, 14, 551-569. Guy Bodenmann hat die Einleitung und Diskussion geschrieben und die Arbeit redigiert. Thomas Ledermann hat Teile des Methoden- und Ergebnisteils erstellt. Thomas N. Bradbury hat die Arbeit durchgesehen, ergänzt und stilistisch verbessert.

4.3 Stress und Kommunikation bei Paaren¹²

Diese Studie untersucht das Zusammenspiel zwischen beziehungsexternem und –internem Alltagsstress, Kommunikation und Partnerschaftsqualität bei Paaren. Es wird angenommen, dass (a) der beziehungsinterne Alltagsstress den Zusammenhang zwischen beziehungsexternem Alltagsstress und der Partnerschaftsqualität sowie der partnerschaftlichen Kommunikation auf der individuellen Ebene mediiert und dass (b) der Zusammenhang zwischen beziehungsinternem Alltagsstress und Partnerschaftsqualität partiell durch die partnerschaftliche Kommunikation auf der dyadischen Ebene vermittelt wird. Die Ergebnisse basierend auf Daten von 198 heterosexuellen Paaren stützen unsere mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell und Common-Fate-Mediator-Modell getesteten Hypothesen und bestätigen die Annahme, dass der eigene beziehungsexterne Stress intime Beziehungen affektiert, indem der eigene beziehungsinterne Stress beeinträchtigt wird. Weiterführende Analysen basierend auf dem Mutual-Influence-Modell liefern Evidenz dafür, dass zwischen den Partnern reziproke Beziehungen bestehen in Bezug auf den beziehungsinternen Stress und die partnerschaftliche Kommunikation. Die Befunde deuten daraufhin, dass eine Verbesserung der partnerschaftlichen Kommunikation nicht hinreichend zur Erhaltung der Harmonie in Partnerschaften ist. Zur Aufrechterhaltung resp. Erhöhung der Partnerschaftsqualität scheint vielmehr die Reduktion von internem Stress zentral zu sein.

¹² Das vollständige Manuskript mit dem Titel *A closer look at the relationship between stress, communication, and relationship quality in intimate relationships*, das von Mirjam Conrad korrekturgelesen und von Guy Bodenmann durchgesehen und kommentiert wurde, kann bei Thomas Ledermann angefordert werden.

5 Weiterführende Modellansätze und Analysen

In den folgenden drei methodischen Abschnitten werden drei Varianten des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells zur Kontrolle von Kovariablen sowie ein Ansatz zur Analyse des Akteur-Partner-Mediator-Modells mittels Mehrebenenmethoden und ein Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Faktoren vorgestellt. In zwei weiteren Abschnitten wird auf der Basis von Längsschnittdaten von heterosexuellen Paaren der Zusammenhang zwischen Alltagsstress, körperlichen Beschwerden und Lebenszufriedenheit sowie reziproke Zusammenhänge zwischen Stress in Form von paarinternem und paarexternem Alltagsstress untersucht. Im letzten Abschnitt werden wechselseitige Einflüsse zwischen Personen bezüglich des dyadischen Copings sowie der sexuellen Zufriedenheit und der sexuellen Aktivität bei heterosexuellen Paaren analysiert.

5.1 Analyse von Kovariablen bei dyadischen Daten

Zur Kontrolle von Kovariablen¹³ lassen sich grundsätzlich drei verschiedene Akteur-Partner-Interdependenz-Modelle unterscheiden, die hier als Akteur-Partner-Kovariablen-Modelle bezeichnet werden. Alle drei Modelle bestehen in ihrer Grundform aus zwei exogenen Variablen (X_A und X_B), zwei endogenen Variablen (Y_A und Y_B) und zwei Kovariablen (C_A und C_B) sowie zwei, vier oder sechs latenten Residuen (hier mit ζ bezeichnet), zwischen denen Kovarianzen vorgesehen sind. Beim ersten Modell wird der Einfluss der Kovariablen aus den beiden exogenen Variablen herauspartialisiert, beim zweiten aus den beiden endogenen Variablen und beim dritten sowohl aus den beiden exogenen als auch aus den beiden endogenen Variablen. Wie bei den anderen Akteur-Partner-Modellen repräsentieren auch bei diesen Modellen die intrapersonalen Pfade zwischen den Variablen die Akteureffekte, die interpersonalen die Partnereffekte.

Das erste Modell (Abb. 5.1) ist zu verwenden, wenn der Einfluss der Kovariablen (C_A und C_B) aus den beiden exogenen Variablen (X_A und X_B) herauspartialisiert werden soll; zu interpretieren sind die Akteur- und Partnereffekte von den beiden Residuen ζ_{X_A} und ζ_{X_B} auf die beiden endogenen Variablen Y_A und Y_B . Dieses Modell ist zu wählen, wenn z.B. der Zusammenhang zwischen beziehungsinternem Stress als exogene Variable (X_A und X_B) mit der Partnerschaftsqualität als endogene Variable (Y_A und Y_B) untersucht und der Effekt des Arbeitsstresses (C_A und C_B) aus dem Partnerschaftsstress

¹³ Kovariablen sind im Allgemeinen Störvariablen, die bekannt sind und sich grundsätzlich erfassen lassen. Sie sind in die Analysen einzubeziehen, wenn zwischen den Kovariablen und den zu untersuchenden Variablen substantielle Zusammenhänge bestehen.

herauspartialisiert werden soll. Obgleich dieses erste Modell technisch nicht uninteressant ist, dürfte es gemeinhin sinnvoll sein, Einflüsse von Störvariablen aus den endogenen Variablen und allenfalls zusätzlich aus den exogenen Variablen herauszupartialisieren.

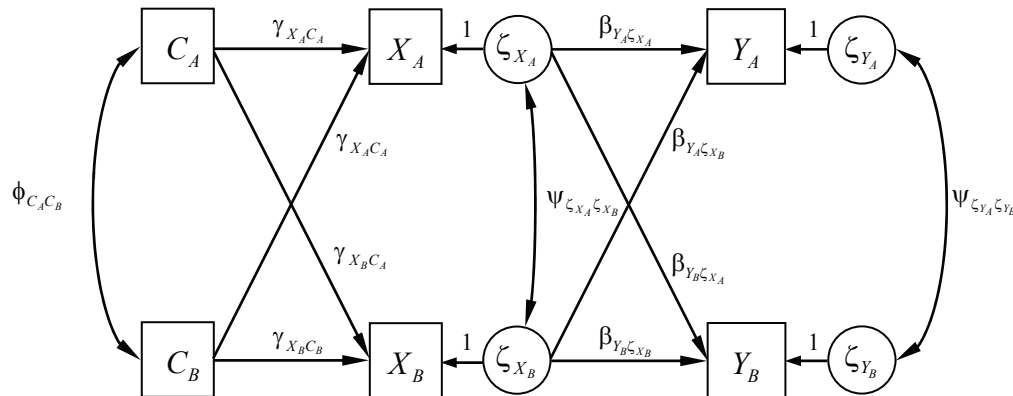


Abb. 5.1: Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herauspartialisierung von Kovariablen aus den beiden endogenen Variablen.

Das zweite Modell, bei dem die Kovariablen C_A und C_B auf derselben Stufe stehen wie die Prädiktorvariablen X_A und X_B , ist heranzuziehen, wenn der Einfluss der Kovariablen aus den beiden endogenen Variablen herauspartialisiert werden soll (s. Abb. 5.2). Für die Interpretation sind die Koeffizienten zwischen den beiden exogenen Variablen X_A und X_B und den beiden endogenen Variablen Y_A und Y_B zu betrachten. Dieses Modell ist zu verwenden, wenn z.B. der Einfluss der Depressivität (C_A und C_B) aus der Beziehungszufriedenheit (Y_A und Y_B) herauspartialisiert und der Zusammenhang zwischen dem beziehungsinternen Stress (X_A und X_B) und der Partnerschaftszufriedenheit (Y_A und Y_B) analysiert werden soll. Bei dem in Abb. 5.2 präsentierten Modell wurden nur die Kovarianzen C_A und C_B zwischen den beiden Kovariablen und den beiden Prädiktoren X_A und X_B eingefügt. Je nach Modellannahmen sind weitere Kovarianzbeziehungen zwischen den vier exogenen Variablen einzubeziehen. Bei einem substantiellen Zusammenhang zwischen den Kovariablen und den Prädiktoren ist indes zu prüfen, ob die Effekte der Kovariablen nicht auch aus den Prädiktoren herauspartialisiert werden sollten. Die Koeffizienten des in Abb. 5.2 dargestellten Modells lassen sich auch mittels Regressionsanalysen schätzen.

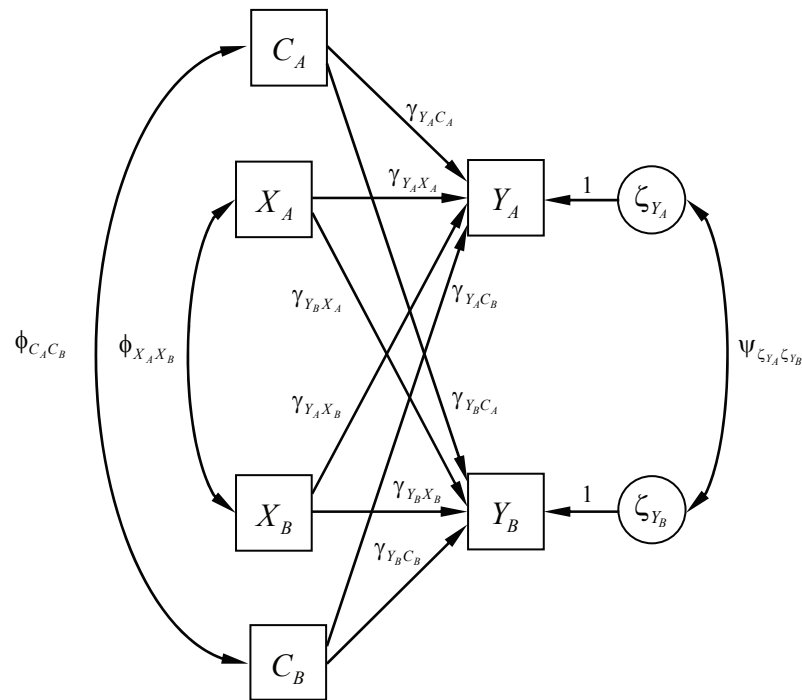


Abb. 5.2: Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herausparsialisierung von Kovariablen aus den beiden endogenen Variablen.

Das dritte Modell ist zu wählen, wenn der Einfluss der Kovariablen C_A und C_B sowohl aus den beiden exogenen Variablen X_A und X_B als auch aus den endogenen Variablen Y_A und Y_B herauspartialisiert werden soll, wobei die Effekte zwischen den Residuen ζ_{X_A} , ζ_{X_B} , ζ_{Y_A} und ζ_{Y_B} von Interesse sind. Das Modell ist zu verwenden, wenn z.B. der Zusammenhang zwischen dem beziehungsinternen Stress (X_A und X_B) und der Partnerschaftsqualität (Y_A und Y_B) unter Herausparsialisierung der Beziehungszufriedenheit (C_A und C_B) untersucht werden soll. Bei dem in Abb. 5.3 dargestellten Modell handelt es sich um eine Variante, in der die Effekte der Kovariablen nur aus den Variablen einer Person herauspartialisiert werden. Vielfach dürfte es indes sinnvoll sein, den Einfluss der Kovariablen auch aus den Variablen der Partner herauszupartialisieren, indem gerichtete Verbindungen von C_A auf X_B und Y_B sowie von C_B auf X_A und Y_A eingeführt werden. Bei der Spezifikation des Modells sollten allerdings rationale Überlegungen im Vordergrund stehen.

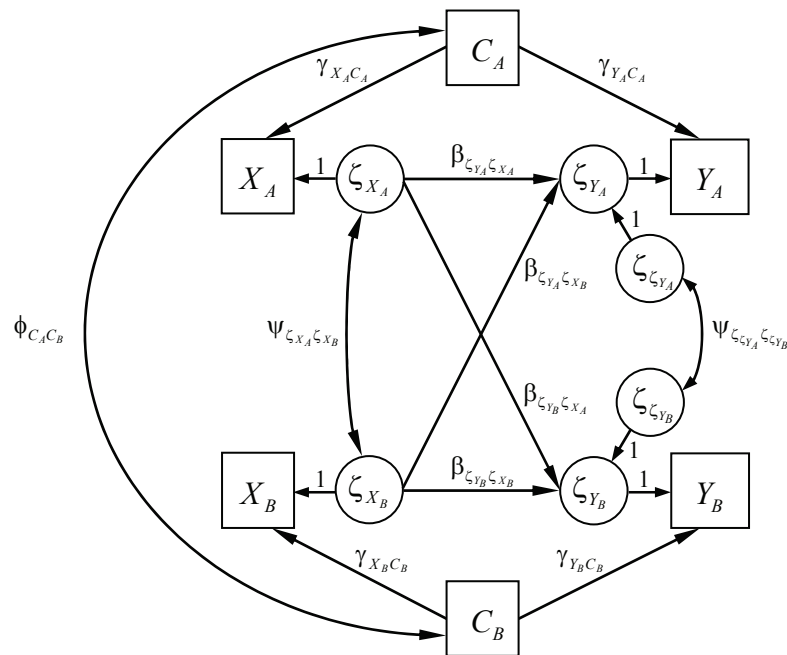


Abb. 5.3: Das Akteur-Partner-Kovariablen-Modell zur Herauspartialisierung von Kovariablen aus den beiden exogenen und endogenen Variablen.

Die drei Akteur-Partner-Kovarianz-Modelle sind anzuwenden, wenn Zusammenhänge zwischen den Partnern auf der individuellen Ebene analysiert werden sollen, und zwar unabhängig davon, ob die mixed Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren oder nicht. Als Kovariablen können in die Akteur-Partner-Kovariablen-Modelle auch between Variablen einbezogen werden, wie z.B. die Beziehungsdauer bei Paaren.

5.2 Analyse von Mediatoreffekten bei hierarchischen Daten

Eine hierarchische Datenstruktur liegt vor, wenn Daten einer Analyseebene hierarchisch in einer zweiten geschachtelt sind, wie bei Daten mit Messwiederholungen, bei denen pro Person mehrere Messzeitpunkte vorliegen (z.B. Tagebuchstudien), oder bei Daten von Personen in Gruppen (z.B. Schüler in Klassen). In beiden Fällen sind die einzelnen Beobachtungen per definitionem nicht unabhängig voneinander.

Zur Analyse von Mediatoreffekten bei hierarchischen Daten mittels Mehrebenenmodellen wurden in den letzten zehn Jahren verschiedene Arbeiten veröffentlicht (z.B. Kenny, Kashy, & Bolger, 1998; Kenny, Korchmaros, & Bolger, 2003; Krull & MacKinnon, 2001; Raudenbush & Sampson, 1999). Bauer, Preacher und Gil (2006) haben zur Schätzung von Mediatoreffekten bei solchen Daten auf der Basis des Drei-Variablen-Mediator-Modells einen Mehrebenenansatz präsentiert, der sich zur Analyse des Akteur-Partner-Mediator-Modells erweitern lässt.

5.2.1 Drei-Variablen-Mehrebenen-Mediator-Analysen

Bei Daten mit hierarchischer Struktur lassen sich mindestens zwei Ebenen unterscheiden: eine untere Ebene, Ebene 1, und eine obere Ebene, Ebene 2. Die Einheiten der unteren Ebene sind dabei in der oberen Ebene eingebettet. Bei Längsschnittdaten und zwei Ebenen befinden sich die Individuen (z.B. Kinder) auf der oberen, die einzelnen Messungen (z.B. aktuelles Stressniveau erfasst während einer Woche) auf der unteren Ebene. In hierarchischen Gruppendesigns mit zwei Ebenen bezieht sich die obere auf die Gruppen (z.B. Paare), die untere Ebene auf die Individuen dieser Gruppen (Ehepartner).

Bei der Analyse von Mediatoreffekten mittels Mehrebenenmodellen lassen sich verschiedene Formen von Mediatormodellen in Abhängigkeit der Ebenen des Prädiktors und des Mediators unterscheiden (s. Kenny, Kashy, & Bolger, 1998; Krull & MacKinnon, 2001). Ein erstes mögliches Drei-Variablen-Mediator-Modell besteht aus einem Ebene-2-Prädiktor (z.B. Familiengröße), einem Ebene-2-Mediator (Lärmpegel zu Hause) und einer Ebene-1-Ergebnisvariablen (familieninterner Stress der einzelnen Mitglieder). Krull und MacKinnon (2001) sprechen in diesem Fall von einer 2-2-1-Mediation. Bei einem zweiten Drei-Variablen-Mediator-Modell mit einem Ebene-2-Prädiktor (z.B. Familiengröße), einem Ebene-1-Mediator (familieninterner Stress der einzelnen Mitglieder) und einer Ebene-1-Ergebnisvariable (Wohlbefinden der einzelnen Mitglieder) handelt es sich um ein 2-1-1-Mediationsmodell. Weitere Varianten sind denkbar, so z.B. ein 1-2-1-

Mediationsmodell (z.B. individueller Wunsch nach Kindern der Frau und des Mannes → Anzahl Kinder → individuelle Zufriedenheit).

Die Analyse von 1-1-1-Mediationsmodellen (beim Prädiktor, Mediator und der Ergebnisvariable handelt es sich um Variablen der unteren Ebene) mittels Mehrebenenmethoden erlaubt die Modulierung von Zufallseffekten (random effects) für die kausalen Beziehungen zwischen Prädiktor, Mediator und Ergebnisvariable. D.h., dass alle Effekte der unteren Ebene auf der oberen Ebene variieren können. In einem Design mit Individuen eingebettet in Gruppen können für verschiedene Personen unterschiedliche Effekte zwischen den Variablen, hier Prädiktor, Mediator und Ergebnisvariable, resultieren. Zur Testung von 1-1-1-Mediationsmodellen haben Bauer et al. (2006) eine Methode vorgestellt, die die Schätzung der direkten Effekte mittels Mehrebenenmodellen in einem Analyseschritt gestattet. Das entsprechende Drei-Variablen-Mediator-Modell ist in Abb. 5.4 dargestellt.

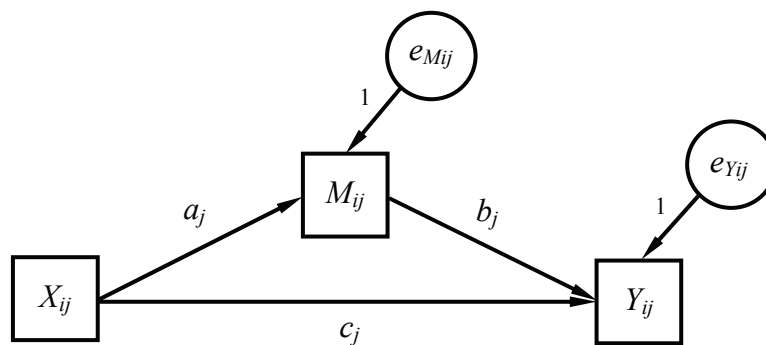


Abb. 5.4: Das Drei-Variablen-Mehrebenen-Mediator-Modell.

Das Modell der Abb. 5.4 lässt sich mit zwei Ebene-1-Gleichungen beschreiben (s. Bauer et al., 2006), wobei die untere Ebene (z.B. Individuum) mit i , die obere Ebene (z.B. Gruppe) mit j indexiert wird. Die Gleichungen der unteren Ebene für M und Y für ein Zwei-Ebenen-Mediator-Modell lauten:

$$M_{ij} = d_{Mj} + a_j X_{ij} + e_{Mij}, \quad (1)$$

$$Y_{ij} = d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij} + e_{Yij}, \quad (2)$$

hierbei repräsentieren d_{Mj} und d_{Yj} die Konstanten (intercepts) von M und Y auf der oberen Ebene; a_j steht für den Effekt von X auf M auf der oberen Ebene, b_j für den Effekt von M auf Y auf der oberen Ebene, und c_j für den direkten Effekt von X auf Y auf der oberen Ebene. All diese Koeffizienten können in 1-1-1-Mediationsmodellen auf der

übergeordneten Ebene variieren. Die Terme e_{Mij} und e_{Yij} symbolisieren die Residuen von M und Y auf der unteren Ebene.

Wenn keine weiteren Prädiktorvariablen auf der oberen Ebene einbezogen werden, lauten die Gleichungen der Ebene 2 für die vier Koeffizienten der Ebene 1 wie folgt:

$$\begin{aligned} d_{Mj} &= \gamma_{d_M 0} + u_{d_M j}, \\ a_j &= \gamma_{a 0} + u_{aj}, \\ d_{Yj} &= \gamma_{d_Y 0} + u_{d_Y j}, \\ b_j &= \gamma_{b 0} + u_{bj}, \\ c_j &= \gamma_{c 0} + u_{cj}. \end{aligned} \quad (3)$$

D.h., dass sich ein Koeffizient der Einheit (Gruppe) j aus einem mittleren Wert γ_0 (Populationsmittelwert, auch Grand mean genannt) sowie einer Abweichung u von diesem mittleren Wert, die spezifisch für jede Einheit der oberen Ebene ist, zusammensetzt.

Zur Analyse von 1-1-1-Mediationsmodellen sind die beiden Gleichungen 1 und 2 durch Einbezug von zwei Selektionsvariablen S_M und S_Y (auch Indikatorvariablen genannt), in einer Gleichung zu vereinigen (Bauer et al., 2006). Die Grundidee besteht in der Bildung einer neuen Variable, die in Abhängigkeit der Selektionsvariablen Werte von M und Y annehmen kann. Diese neue mit Z bezeichnete abhängige Variable erlaubt es zusammen mit den beiden Selektionsvariablen, das Modell mittels gängigen Statistikprogrammen zur Analyse von univariaten Mehrebenenmodellen zu schätzen. Die beiden Selektionsvariablen S_M und S_Y besitzen Werte von 0 und 1. Die singuläre Gleichung dieses 1-1-1-Mediationsmodell lautet:

$$Z_{ij} = S_{Mij} (d_{Mj} + a_j X_{ij}) + S_{Yij} (d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij}) + e_{Zij}. \quad (4)$$

Die Werte der beiden Selektionsvariablen sind so festzusetzen, dass, wenn sich Z auf M bezieht, S_M gleich 1 und S_Y gleich 0 ist, und wenn sich Z auf Y bezieht, S_Y gleich 1 und S_M gleich 0 ist. Dadurch vereinfacht sich die Gleichung jeweils zu $Z_{ij} = d_{Mj} + a_j X_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_M = 1$ und $S_Y = 0$ bzw. zu $Z_{ij} = d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_M = 0$ und $S_Y = 1$. Die erste Gleichung entspricht derjenigen für M , die zweite derjenigen für Y .

Zur Analyse der Effekte müssen die Daten entsprechend strukturiert werden. Abb. 5.5 illustriert die Umstrukturierung konventionell angeordneter Daten zur Analyse der Effekte mittels Mehrebenenanalysen unter Verwendung von SAS, R oder S-Plus.

j	Y	M	X
1	11	31	51
1	12	32	52
...
1	14	34	54
2	21	41	61
2	22	42	62
...
2	24	44	64
...

↓

j	Z	S_Y	S_M	M	X
1	11	1	0	31	51
1	31	0	1	31	51
1	12	1	0	32	52
1	32	0	1	32	52
...
1	14	1	0	34	54
1	34	0	1	34	54
2	21	1	0	41	61
2	41	0	1	41	61
2	22	1	0	42	62
2	42	0	1	42	62
...
2	24	1	0	44	64
2	44	0	1	44	64
...

Abb. 5.5: Restrukturierung der Daten zur Analyse des Drei-Variablen-Mediator-Modells mittels Mehrebenenmodellen.

Anmerkung: Die untere Ebene wurde zur Vereinfachung des Prinzips der Umstrukturierung nicht dargestellt.

Im Hinblick auf die Spezifikation des Modells ist es nützlich, Gleichung 4 umzustellen (Bauer et al., 2006):

$$Z_{ij} = d_{Mj}S_{M_{ij}} + d_{Yj}S_{Y_{ij}} + a_jS_{M_{ij}}X_{ij} + b_jS_{Y_{ij}}M_{ij} + c_jS_{Y_{ij}}X_{ij} + e_{Zij}. \quad (5)$$

Zur Schätzung des Modells sind für die Koeffizienten d_{Mj} , d_{Yj} , a_j , b_j und c_j Zufallseffekte zu spezifizieren. Da die Residuumsvarianz der Moderatorvariable, $\text{Var}(e_{Mij})$, und der Ergebnisvariable, $\text{Var}(e_{Yij})$, differieren können, ist bei der Modellspezifikation vorzusehen, dass die Varianz des Residuums $\text{Var}(e_{Zij})$ in Abhängigkeit einer der beiden Selektionsvariablen (S_M oder S_Y) variieren kann (Bauer et al., 2006). Auf die Schätzung der Konstante (intercept) ist zu verzichten, da eine solche nicht explizit im Modell enthalten ist, sondern nur implizit durch $d_{Mj}S_{M_{ij}}$ und $d_{Yj}S_{Y_{ij}}$.

Zur Testung des indirekten und totalen Effekts auf Signifikanz werden deren Erwartungswerte, die den mittleren Effekten in der Population entsprechen, sowie deren Standardfehler benötigt. Kenny et al. (2003) wiesen darauf hin, dass der Erwartungswert des indirekten Effektes $a_j b_j$ nicht dem Produkt a und b der beiden Koeffizienten entspricht, sondern dem Produkt ab plus der Kovarianz σ_{a_j, b_j} der beiden Koeffizienten a_j und b_j :

$$E(a_j b_j) = ab + \sigma_{a_j, b_j} . \quad (6)$$

Der Erwartungswert des totalen Effekts ergibt sich nach folgender Gleichung (Kenny et al., 2003):

$$E(a_j b_j + c_j) = ab + \sigma_{a_j, b_j} + c . \quad (7)$$

Die Varianzen des mittleren indirekten Effekts und des mittleren totalen Effekts der Ebene 2 lassen sich unter der Annahme, dass a_j und b_j normal verteilt sind, nach folgenden Formeln bestimmen (Bauer et al., 2006):

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j}) &= b^2 \text{Var}(\hat{a}) + a^2 \text{Var}(\hat{b}) + \text{Var}(\hat{a})\text{Var}(\hat{b}) \\ &\quad + 2ab \text{Cov}(\hat{a}, \hat{b}) + \text{Cov}(\hat{a}, \hat{b})^2 + \text{Var}(\hat{\sigma}_{a_j, b_j}) \end{aligned} \quad (8)$$

und

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j} + \hat{c}) &= b^2 \text{Var}(\hat{a}) + a^2 \text{Var}(\hat{b}) + \text{Var}(\hat{a})\text{Var}(\hat{b}) \\ &\quad + 2ab \text{Cov}(\hat{a}, \hat{b}) + \text{Cov}(\hat{a}, \hat{b})^2 + \text{Var}(\hat{c}) \\ &\quad + 2b \text{Cov}(\hat{a}, \hat{c}) + 2a \text{Cov}(\hat{b}, \hat{c}) + \text{Var}(\hat{\sigma}_{a_j, b_j}) . \end{aligned} \quad (9)$$

Empirische z -Werte zur Bestimmung der Irrtumswahrscheinlichkeiten des indirekten und des totalen Effekts erhält man nach folgenden Gleichungen:

$$z = \frac{\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j})}} \quad (10)$$

und

$$z = \frac{\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j} + \hat{c}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{a}\hat{b} + \hat{\sigma}_{a_j, b_j} + \hat{c})}} . \quad (11)$$

Zusätzlich resp. anstelle der empirischen z -Werte lassen sich auf der Basis der Standardfehler die Konfidenzintervalle für den indirekten und den totalen Effekt berechnen.

5.2.2 Akteur-Partner-Mehrebenen-Mediator-Analysen

Zur Analyse von Mediatoreffekten bei dyadischen Daten basierend auf dem Akteur-Partner-Mediator-Modell lässt sich die von Bauer et al. (2006) vorgeschlagene Methode erweitern. Die folgenden Ausführungen beschränken sich auf dyadische Längsschnittdaten, auf deren Basis sich die Heterogenität resp. die Stabilität der Effekte über die Zeit untersuchen lassen. Auf der übergeordneten Ebene (Ebene 2) befinden sich in diesem Fall die Personen, auf der untergeordneten Ebene (Ebene 1) die wiederholten Beobachtungen. Das entsprechende 1-1-1-Mediations-Modell ist in Abb. 5.6 dargestellt.

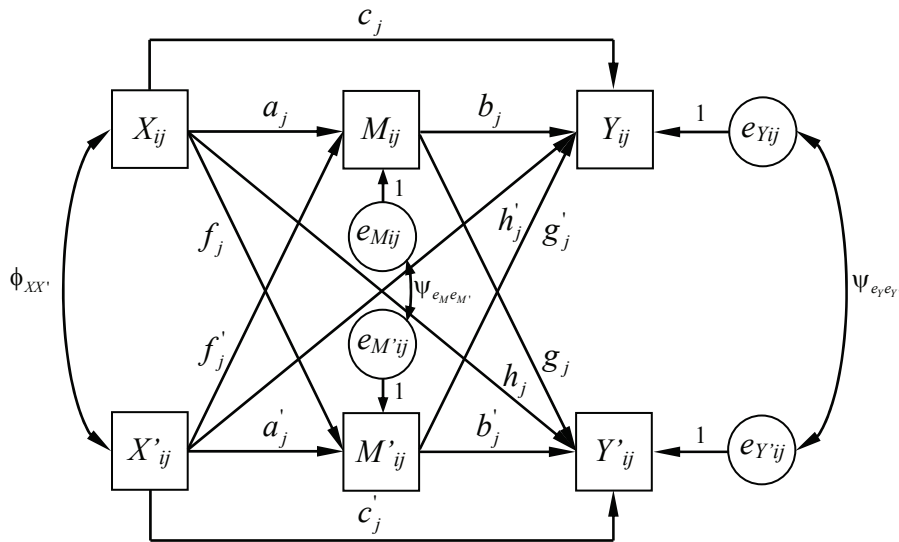


Abb. 5.6: Das Akteur-Partner-Mehrebenen-Mediator-Modell.

Das 1-1-1-Zwei-Ebenen-Akteur-Partner-Mediator-Modell der Abb. 5.6 lässt sich durch folgendes Gleichungssystem mit vier Ebene-1-Gleichungen beschreiben:

$$M_{ij} = d_{Mj} + a_j X_{ij} + f'_j X'_{ij} + e_{Mij}, \quad (12)$$

$$M'_{ij} = d_{M'j} + a'_j X'_{ij} + f_j X_{ij} + e_{M'ij}, \quad (13)$$

$$Y_{ij} = d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij} + g'_j M'_{ij} + h'_j X'_{ij} + e_{Yij} \quad (14)$$

und

$$Y'_{ij} = d_{Y'j} + b'_j M'_{ij} + c'_j X'_{ij} + g_j M_{ij} + h_j X_{ij} + e_{Y'ij}. \quad (15)$$

Index j repräsentiert Ebene 2 (Paare), Index i Ebene 1 (die einzelnen Messungen). Wie im Falle des Drei-Variablen-Mediator-Modells lassen sich auch für die Koeffizienten des Akteur-Partner-Mehrebenen-Mediator-Modells Gleichungen für die obere Ebene formulieren. Die 16 Gleichungen lauten:

$$\begin{aligned} d_{Mj} &= \gamma_{d_{M0}} + u_{d_{Mj}}, \quad a_j = \gamma_{a0} + u_{aj}, \quad f'_j = \gamma_{f'0} + u_{f'j}, \quad d_{M'j} = \gamma_{d_{M'0}} + u_{d_{M'j}}, \\ a'_j &= \gamma_{a'0} + u_{a'j}, \quad f_j = \gamma_{f0} + u_{fj}, \quad d_{Yj} = \gamma_{d_{Y0}} + u_{d_{Yj}}, \quad b_j = \gamma_{b0} + u_{bj}, \\ c_j &= \gamma_{c0} + u_{cj}, \quad g'_j = \gamma_{g'0} + u_{g'j}, \quad h'_j = \gamma_{h'0} + u_{h'j}, \quad d_{M'} = \gamma_{d_{M'0}} + u_{d_{M'j}}, \\ b'_j &= \gamma_{b'0} + u_{b'j}, \quad c'_j = \gamma_{c'0} + u_{c'j}, \quad g_j = \gamma_{g0} + u_{gj}, \quad h_j = \gamma_{h0} + u_{hj}. \end{aligned} \quad (16)$$

Die vier Gleichungen der ersten Ebene lassen sich mit Hilfe von vier Selektionsvariablen ($S_M, S_{M'}, S_Y, S_{Y'}$) mit Werten von 0 und 1 zu einer Gleichung zusammenfügen:

$$\begin{aligned} Z_{ij} &= S_{M_{ij}} (d_{Mj} + a_j X_{ij} + f'_j X'_{ij}) \\ &+ S_{M'_{ij}} (d_{M'j} + a'_j X'_{ij} + f_j X_{ij}) \\ &+ S_{Y_{ij}} (d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij} + g'_j M'_{ij} + h'_j X'_{ij}) \\ &+ S_{Y'_{ij}} (d_{Y'j} + b'_j M'_{ij} + c'_j X'_{ij} + g_j M_{ij} + h_j X_{ij}) + e_{Zij} \end{aligned} \quad (17)$$

Die Werte der vier Selektionsvariablen sind so festzulegen, dass für $S_M = 1$ Z identisch mit M ist und dass für $S_{M'} = 1$ Z identisch mit M' ist usw. Gleichung 17 wird dadurch der Reihe nach zu $Z_{ij} = d_{Mj} + a_j X_{ij} + f'_j X'_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_M = 1$, zu $Z_{ij} = d_{M'j} + a'_j X'_{ij} + f_j X_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_{M'} = 1$, zu $Z_{ij} = d_{Yj} + b_j M_{ij} + c_j X_{ij} + g'_j M'_{ij} + h'_j X'_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_Y = 1$ und zu $Z_{ij} = d_{Y'j} + b'_j M'_{ij} + c'_j X'_{ij} + g_j M_{ij} + h_j X_{ij} + e_{Zij}$ bei $S_{Y'} = 1$.

Durch Umformulierung der Gleichung 17 erhält man:

$$\begin{aligned} Z_{ij} &= d_{Mj} S_{M_{ij}} + a_j S_{M_{ij}} X_{ij} + f'_j S_{M_{ij}} X'_{ij} \\ &+ d_{M'j} S_{M'_{ij}} + a'_j S_{M'_{ij}} X'_{ij} + f_j S_{M'_{ij}} X_{ij} \\ &+ d_{Yj} S_{Y_{ij}} + b_j S_{Y_{ij}} M_{ij} + c_j S_{Y_{ij}} X_{ij} + g'_j S_{Y_{ij}} M'_{ij} + h'_j S_{Y_{ij}} X'_{ij} \\ &+ d_{Y'j} S_{Y'_{ij}} + b'_j S_{Y'_{ij}} M'_{ij} + c'_j S_{Y'_{ij}} X'_{ij} + g_j S_{Y'_{ij}} M_{ij} + h_j S_{Y'_{ij}} X_{ij} + e_{Zij} \end{aligned} \quad (18)$$

Wie beim Drei-Variablen-Mehrebenen-Mediator-Modell sind auch bei diesem Modell für alle Koeffizienten Zufallseffekte zu modulieren. Zudem ist bei der Spezifikation des Modells zu zulassen, dass die Varianz des Residuums $\text{Var}(e_{Zij})$ in

Abhängigkeit von drei der vier Selektionsvariablen variieren kann. Bei signifikanten Zufallseffekten sind nach Möglichkeit Prädiktoren auf der übergeordneten Ebene einzubeziehen, die die Varianz dieser Zufallseffekte erklären. In diesem Fall sind die Gleichungen 16 um eine Ebene-2-Prädiktorvariable zu erweitern, für d_{Mj} z.B. mit $\gamma_{d_M1}P_j$ zu $d_{Mj} = \gamma_{d_M0} + \gamma_{d_M1}P_j + u_{d_Mj}$.

Als Kovarianzstruktur für die Residuen kann bei Mehrfachmessung eine autoregressive Struktur erster Ordnung (AR(1)) mit homogenen oder heterogenen Varianzen gewählt werden (Schwartz & Stone, 1998). Diese Struktur nimmt an, dass die Korrelationen zwischen den Residuen über die Zeit exponentiell abnehmen. Aufgrund der starken Verringerung der Korrelationen, die durch die Kovarianzmatrix gefordert wird, können bei sehr vielen Zeitpunkten allerdings Probleme auftauchen. Als eine Alternative kann die Toeplitz-Struktur mit homogenen oder heterogenen Varianzen herangezogen werden, die von homogenen Korrelationen zwischen benachbarten Elementen ausgeht. Welche Struktur sich im Einzelfall als die beste erweist, kann auf der Basis von Informationskriterien wie dem *Akaike information criterion* (AIC; Akaike, 1973) oder dem *Bayesian information criterion* (BIC; Schwarz, 1978) entschieden werden.

Zur Testung der Mediations- und der totalen Effekte auf Signifikanz sind die Gleichungen 8 bis 11 zu verwenden.

Die Umstrukturierung der Daten zur Analyse der Koeffizienten mittels SAS, R oder S-Plus ist in Abb. 5.7 illustriert.

j	Y	M	X	Y'	M'	X'
1	11	31	51	16	36	56
1	12	32	52	17	37	57
...
1	14	34	54	19	39	59
2	21	41	61	26	46	66
2	22	42	62	27	47	67
...
2	24	44	64	29	49	69
...



j	Z	S_Y	$S_{Y'}$	S_M	$S_{M'}$	M	X	M'	X'
1	11	1	0	0	0	31	51	36	56
1	16	0	1	0	0	31	51	36	56
1	31	0	0	1	0	31	51	36	56
1	36	0	0	0	1	31	51	36	56
1	12	1	0	0	0	32	52	37	57
1	17	0	1	0	0	32	52	37	57
1	32	0	0	1	0	32	52	37	57
1	37	0	0	0	1	32	52	37	57
...
1	14	1	0	0	0	34	54	39	59
1	19	0	1	0	0	34	54	39	59
1	34	0	0	1	0	34	54	39	59
1	39	0	0	0	1	34	54	39	59
2	21	1	0	0	0	41	61	46	66
2	26	0	1	0	0	41	61	46	66
2	41	0	0	1	0	41	61	46	66
2	46	0	0	0	1	41	61	46	66
2	22	1	0	0	0	42	62	47	67
2	27	0	1	0	0	42	62	47	67
2	42	0	0	1	0	42	62	47	67
2	47	0	0	0	1	42	62	47	67
...
2	24	1	0	0	0	44	64	49	69
2	29	0	1	0	0	44	64	49	69
2	44	0	0	1	0	44	64	49	69
2	49	0	0	0	1	44	64	49	69
...

Abb. 5.7: Restrukturierung der Daten zur Analyse des Akteur-Partner-Mediator-Modells mittels Mehrebenenmodellen.

Anmerkung: Die untere Ebene mit den einzelnen Messungen wurde zur Vereinfachung des Prinzips der Umstrukturierung nicht dargestellt.

5.3 Das Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Faktoren

Die Akteur-Partner-Modelle sowie das Mutual-Influence-Modell lassen sich nicht nur als Pfadmodelle mit kausalen Effekten zwischen manifesten Variablen testen, sondern auch als Strukturgleichungsmodelle mit latenten Konstrukten (vgl. Cole & Maxwell, 2003; Ledermann & Schaie, 2005). Latente Konstrukte lassen sich nicht direkt erfassen, sondern nur indirekt über verschiedene manifeste Indikatoren. Als Indikatoren für ein latentes Konstrukt können (a) verschiedene manifeste Variablen (z.B. verschiedene Items) verwendet werden, kann (b) dieselbe Variable erhoben mittels verschiedener Methoden (z.B. Fremd- und Selbstbeobachtung; vgl. das Common-Fate-Modell, Abschnitt 2.2.3, und die Multitrait-Multimethoden-Ansätze, z.B. Campbell & Fiske, 1959; Eid, Lischetzke, & Nussbeck, 2006) oder (c) dieselbe Variable erfasst zu verschiedenen Zeitpunkten herangezogen werden. Strukturgleichungsmodelle mit latenten Variablen zeichnen sich dadurch aus, dass sie bei Verwendung von zwei oder mehr Effektindikatoren die Berücksichtigung von Messfehlern gestatten.

Ein Akteur-Partner-Mediator-Modell (APMeM) mit sechs Messmodellen und jeweils drei manifesten Indikatoren ist in Abb. 5.8 dargestellt. Bei der Spezifikation eines solchen Modells sind grundsätzlich zwischen den paarweise vorkommenden Fehlertermen (zwischen $\delta_{X_{1A}}$ und $\delta_{X_{1B}}$, zwischen $\delta_{X_{2A}}$ und $\delta_{X_{2B}}$ usw.) Kovarianzbeziehungen einzufügen. Und unter der Annahme, dass partielle Mediation vorliegt, ist ein Modell mit direkten Effekten zwischen den beiden exogenen Variablen ξ_{X_A} und ξ_{X_B} und den beiden endogenen Variablen η_{Y_A} und η_{Y_B} zu spezifizieren.

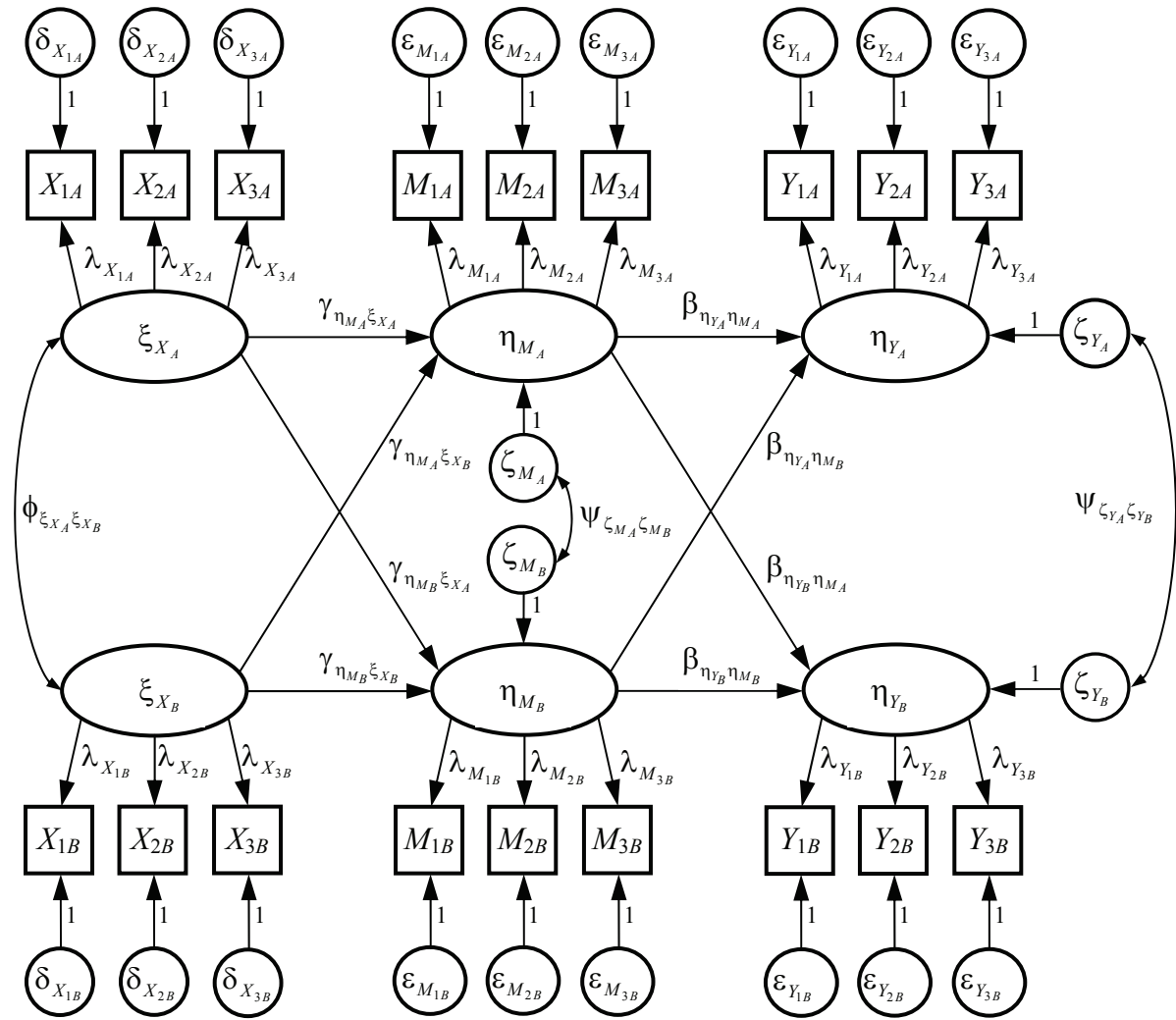


Abb. 5.8: Ein Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Variablen.

Anmerkung: Bei der Spezifikation des Modells sind zwischen den paarweise vorkommenden Fehlertermen ($\delta_{X_{1A}}$ und $\delta_{X_{1B}}$, $\delta_{X_{2A}}$ und $\delta_{X_{2B}}$ usw.) Kovarianzen einzufügen. Unter der Annahme, dass partielle Mediation vorliegt, ist ein Modell mit direkten Effekten zwischen den beiden exogenen Variablen ξ_{X_A} und ξ_{X_B} und den beiden endogenen Variablen η_{Y_A} und η_{Y_B} zu spezifizieren.

5.4 Alltagsstress und Zufriedenheit: Das APMem mit latenten Faktoren

Basierend auf dem in Abb. 5.8 dargestellten Modell wird im folgenden Abschnitt anhand von Paardaten zu beziehungsexternem Alltagsstress, körperlichen Beschwerden und Lebenszufriedenheit ein Akteur-Partner-Mediator-Modell mit latenten Faktoren zur Analyse von Daten, die zu drei verschiedenen Zeitpunkten erhoben wurden, präsentiert. Diesem Modell wird ein analoges Akteur-Partner-Modell gegenübergestellt, das anstelle des beziehungsexternen Alltagsstresses den paarinternen Alltagsstress als exogene Variablen (ξ_{X_A} und ξ_{X_B}) enthält.

Methode

Stichprobe: Zur Illustration des Akteur-Partner-Mediator-Modells für Längsschnittdaten wurden Daten zu drei verschiedenen Messzeitpunkten mit einem Intervall von sechs Monaten von 212 heterosexuellen Paaren im Alter zwischen 22 und 76 Jahren herangezogen. Die Frauen waren zum ersten Messzeitpunkt im Mittel 40.5 ($SD = 8.6$), die Männer 42.7 ($SD = 9.0$) Jahre alt. Die mittlere Beziehungsdauer lag bei 13.3 Jahren ($SD = 8.5$). 81% der Paare waren verheiratet und 77% der Paare hatten Kinder. 48% der Frauen und 58% der Männer hatten einen Mittelschul- oder Hochschulabschluss.

Durchführung: Die Daten stammen aus einer vom Schweizerischen Nationalfonds finanziell unterstützten Längsschnittstudie des Instituts für Familienforschung und -beratung zum Thema Stress und Coping bei Paaren. Die Rekrutierung der Paare erfolgte über Zeitschrifteninserate und Faltprospekte, die in Arztpraxen aufgelegt wurden. Personen, die seit einem Jahr in einer festen Beziehung lebten und die Interesse bekundeten, an der Studie teilzunehmen, wurden die Fragebogen für die Frau und für den Mann mit frankiertem Rückantwortcouvert und der Bitte, die Fragen ehrlich und ohne gegenseitige Rücksprache zu beantworten, zugestellt.

Instrumente: Neben familien- und soziodemographischen Angaben wurde zu drei verschiedenen Zeitpunkten der Alltagsstress, die körperlichen Beschwerden sowie die allgemeine Lebenszufriedenheit erhoben.

Fragebogen zu Alltagsstress (DHS; Kanner, Coyne, Schaefer, & Lazarus, 1981). In dieser Untersuchung wurde eine gekürzte und adaptierte Version der *Hassles Scale* eingesetzt, die sich aus 37 der 117 Ursprungsitems zusammensetzt. Der Fragebogen erfasst die subjektive Belastung der letzten vier Wochen durch tägliche Mikrostressoren auf einer 5-stufigen Skala (1 = gar nicht stressend bis 5 = sehr stark stressend). Die Items

konstituieren zwei Faktoren: Paarexternen Stress (unangenehme Nachbarn, soziale Verpflichtungen, Hektik usw.) und paarinternen Stress (Probleme mit dem Partner, unterschiedliche Ziele, störende Gewohnheiten der Partnerin usw.). Die internen Konsistenzen (Cronbachs α) über alle drei Messzeitpunkte reichten bei dieser Stichprobe beim externen Alltagsstress von .88 bis .89 bei den Frauen und von .87 bis .88 bei den Männern und beim internen Alltagsstress von .69 bis .75 bei den Frauen und von .63 bis .73 bei den Männern.

Fragebogen zur Erfassung körperlicher Beschwerden (PSSO; Mohr, 1986). Dieser Selbstbeurteilungsfragebogen erfasst auf einer fünfstufigen Skala (1 = nie, 5 = täglich) mittels 18 Items den Schweregrad körperlicher Beschwerden wie Kopfschmerzen, Magenbeschwerden und Schlafstörungen. Die internen Konsistenzen (Cronbachs α) über alle drei Messzeitpunkte lagen bei dieser Stichprobe bei .84 bei den Frauen und zwischen .83 und .87 bei den Männern.

Fragebogen zur Erfassung der allgemeinen Lebenszufriedenheit (ALZ; Bodenmann-Kehl, 1999). Dieses Instrument dient der Erfassung der allgemeinen Lebenszufriedenheit. Die fünf Items sind auf einer fünfstufigen Skala einzuschätzen (1 = gar nicht, 5 = sehr). Über die drei Messzeitpunkte variierten die internen Konsistenzen (Cronbachs α) zwischen .88 und .89 bei den Frauen und zwischen .86 und .88 bei den Männern.

Ergebnisse

Die Mittelwerte und Standardabweichungen zum ersten Messzeitpunkt der in dieser Untersuchung eingesetzten Skalen sind in Tab. 5.1 dargestellt. In allen vier Fällen ergaben sich signifikante Geschlechtsunterschiede. Die Frauen berichteten im Durchschnitt höhere Werte in Bezug auf den externen und den internen Alltagsstress sowie die somatischen Beschwerden. Die Männer gaben hingegen höhere Werte bezüglich der allgemeinen Lebenszufriedenheit an. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass Frauen sich stärker belastet fühlen durch tägliche Widrigkeiten, während Männer sich körperlich gesünder und zufriedener fühlen als die Frauen.

Tab. 5.1: Mittelwerte und Standardabweichungen der untersuchten Skalen in Abhängigkeit des Geschlechts zum ersten Messzeitpunkt

	Theoret. Bereich	Frauen		Männer		<i>df</i>	<i>t</i>	<i>d</i>
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>			
Externer Alltagsstress	1 – 5	1.82	0.47	1.69	0.41	209	3.56 ***	0.25
Interner Alltagsstress	1 – 5	2.02	0.68	1.77	0.55	209	5.13 ***	0.35
Körperliche Beschwerden	1 – 5	2.22	0.53	1.88	0.47	207	7.54 ***	0.52
Lebenszufriedenheit	1 – 5	3.62	0.72	3.80	0.62	209	-3.38 ***	-0.23

*** $p < .001$ (zweiseitig).

Die direkten Effekte des auf der Basis des in Abb. 5.8 dargestellten Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarextremem Alltagsstress als exogene Variablen (ξ_{X_F} und ξ_{X_M}), körperlichen Beschwerden als Mediatoren (η_{M_F} und η_{M_M}) und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen (η_{Y_F} und η_{Y_M}) sind in Tab. 5.2 dargestellt. Die drei Messmodelle der Frau und des Mannes mit jeweils drei manifesten Variablen sind für sich parallel.¹⁴ Das Modell wies eine gute Modellanpassungsgüte auf, $\chi^2(135) = 179.8$, $p = .006$; $CFI = .977$; $RMSEA = .040$; $pclose = .870$.¹⁵

Alle sechs Akteureffekte zwischen den latenten Variablen waren signifikant (die Konfidenzintervalle schließen die 0 aus). Nicht signifikant waren hingegen die Partnereffekte, die teils deutlich schwächer ausfielen als die Akteureffekte. Zwischen dem paarextremen Alltagsstress und den körperlichen Beschwerden resultierten positive Zusammenhänge, während die Lebenszufriedenheit negativ assoziiert war mit dem externen Alltagsstress und den körperlichen Beschwerden. D.h. je höher der paarexterne Alltagsstress, desto mehr körperliche Beschwerden und desto geringer die Lebenszufriedenheit.

¹⁴ Ein Modell ist parallel, wenn die Indikatoren τ -äquivalent und die Fehlervarianzen der Indikatoren identisch sind.

¹⁵ Aufgrund der starken Abhängigkeit von der Stichprobengröße ist die Chi-Quadrat-Statistik weniger geeignet, um die Güte der Anpassung eines Modells an die Daten zu beurteilen (z.B. Bentler & Bonett, 1980).

Tab. 5.2: Direkte Effekte des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarextremem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen

Direkte Effekte		Unstand. Koeff.	SE	Stand. Koeff.	z	95% KI
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ Beschwerden Mann η_{M_M}	-0.117	0.098	-.096	-1.190	-0.309, 0.075
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ Beschwerden Frau η_{M_F}	0.523	0.106	.407	4.934	0.315, 0.731
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ Beschwerden Mann η_{M_M}	0.727	0.127	.487	5.723	0.478, 0.976
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ Beschwerden Frau η_{M_F}	0.083	0.135	.053	0.613	-0.182, 0.348
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.144	0.092	-.128	-1.571	-0.324, 0.036
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.190	0.117	-.136	-1.627	-0.419, 0.039
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.433	0.109	-.327	-3.959	-0.647, -0.219
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.360	0.098	-.304	-3.676	-0.552, -0.168
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.100	0.127	-.069	-0.785	-0.349, 0.149
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	0.182	0.200	.087	0.910	-0.210, 0.574
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.545	0.152	-.320	-3.578	-0.843, -0.247
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.497	0.169	-.281	-2.947	-0.828, -0.166
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ Externer Stress Frau t1 X_{1F}	1.000		.822		
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ Externer Stress Frau t2 X_{2F}	1.000		.822		
Externer Stress Frau ξ_{X_F}	→ Externer Stress Frau t3 X_{3F}	1.000		.822		
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ Externer Stress Mann t1 X_{1M}	1.000		.753		
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ Externer Stress Mann t2 X_{2M}	1.000		.753		
Externer Stress Mann ξ_{X_M}	→ Externer Stress Mann t3 X_{3M}	1.000		.753		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t1 M_{1F}	1.000		.858		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t2 M_{2F}	1.000		.858		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t3 M_{3F}	1.000		.858		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t1 M_{1M}	1.000		.902		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t2 M_{2M}	1.000		.902		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t3 M_{3M}	1.000		.902		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t1 Y_{1F}	1.000		.824		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t2 Y_{2F}	1.000		.824		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t3 Y_{3F}	1.000		.824		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t1 Y_{1M}	1.000		.829		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t2 Y_{2M}	1.000		.829		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t3 Y_{3M}	1.000		.829		

Anmerkungen: SE = Standardfehler, KI = Konfidenzintervall; F = Frau, M = Mann; ALZ = allgemeine Lebenszufriedenheit. Die drei Messmodelle der Frau und des Mannes mit jeweils drei manifesten Variablen sind für sich parallel.

Durch den Alltagsstress wurden 18% der Varianz der körperlichen Beschwerden der Frau und 21% des Mannes erklärt, die zusammen 31% und 32% der Varianz der Lebenszufriedenheit der Frau resp. des Mannes aufklärten. Mittels z -Statistik (s. Abschnitt 2.4.2, Formel 1 und 2) wurden die beiden indirekten Effekte, die sich aus den beiden Akteur-Akteur-Effekten der Frau und des Mannes zusammensetzen, auf Signifikanz geprüft. Die Ergebnisse liefern Evidenz, dass innerhalb einer Person der Zusammenhang zwischen dem externen Alltagsstress und der Lebenszufriedenheit durch die körperlichen Beschwerden mediiert wird (Frau: indirekter Effekt = -0.23, Standardfehler = 0.07, $z = -3.09$, $p = .002$; Mann: indirekter Effekt = -0.26, Standardfehler = 0.08, $z = -3.09$, $p = .002$). Da die Partnereffekte nicht signifikant waren, wurden die entsprechenden indirekten Effekte nicht auf Signifikanz geprüft.

Die Kovarianzen, die zwischen den Variablen resultierten, sind in Tab. 5.3 dargestellt. Signifikante Assoziationen ergaben sich zwischen dem paarexternen Stress sowie zwischen den Residuen der somatischen Beschwerden und zwischen den Residuen der Lebenszufriedenheit. Von den Kovarianzen zwischen den Fehlertermen waren fünf der neun substantiell.

Tab. 5.3: Standardisierte und unstandardisierte Kovarianzen des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarexternem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen

Kovarianzen	Unstand. Koeff.	SE	Stand. Koeff.	z	95% KI
$\xi_{X_F} \leftrightarrow \xi_{X_M}$	0.037	0.009	.364	3.963	0.019, 0.055
$\zeta_{M_F} \leftrightarrow \zeta_{M_M}$	0.027	0.013	.177	2.063	0.002, 0.052
$\zeta_{Y_F} \leftrightarrow \zeta_{Y_M}$	0.082	0.021	.392	3.978	0.041, 0.123
$\delta_{X_{1F}} \leftrightarrow \delta_{X_{1M}}$	0.013	0.006	.217	2.283	0.001, 0.025
$\delta_{X_{2F}} \leftrightarrow \delta_{X_{2M}}$	0.007	0.006	.118	1.192	-0.005, 0.019
$\delta_{X_{3F}} \leftrightarrow \delta_{X_{3M}}$	0.017	0.006	.285	2.947	0.005, 0.029
$\varepsilon_{M_{1F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{1M}}$	0.005	0.006	.085	0.803	-0.007, 0.017
$\varepsilon_{M_{2F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{2M}}$	0.002	0.006	.043	0.403	-0.010, 0.014
$\varepsilon_{M_{3F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{3M}}$	0.017	0.006	.305	2.903	0.005, 0.029
$\varepsilon_{Y_{1F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{1M}}$	0.026	0.014	.184	1.904	-0.001, 0.053
$\varepsilon_{Y_{2F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{2M}}$	0.060	0.013	.429	4.702	0.035, 0.085
$\varepsilon_{Y_{3F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{3M}}$	0.042	0.014	.299	3.113	0.015, 0.069

Anmerkungen: SE = Standardfehler, KI = Konfidenzintervall; F = Frau, M = Mann.

In Tab. 5.4 sind die direkten Effekte des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit paarinternem Stress aufgeführt, das sich vom Modell mit paarexternem Stress darin unterscheidet, dass anstelle des paarexternen Stresses der paarinterne Stress als exogene Variablen (ξ_{X_F} und ξ_{X_M}) eingefügt wurde. Die drei Messmodelle der Frau und des Mannes sind wie im ersten Modell mit paarexternem Stress für sich parallel. Die Anpassungsgüte dieses Modells an die Daten war akzeptable, $\chi^2(135) = 235.2$, $p < .001$; $CFI = .952$; $RMSEA = .059$; $pclose = .111$.

In diesem Modell waren fünf der sechs Akteureffekte zwischen den latenten Variablen signifikant (die Konfidenzintervalle schließen die 0 aus). Nicht signifikant waren der Effekt zwischen den körperlichen Beschwerden und der Lebenszufriedenheit der Frau sowie fünf der sechs Partnereffekte, von denen einzig der vom internen Alltagsstress des Mannes auf die körperlichen Beschwerden der Frau substantiell war. Die Vorzeichen der gerichteten Effekte wiesen in dieselbe Richtung wie im Modell mit paarexternem Alltagsstress. Zwischen dem internen Alltagsstress und den körperlichen Beschwerden resultierten positive Zusammenhänge, während die Lebenszufriedenheit mit dem externen Alltagsstress und den körperlichen Beschwerden negativ assoziiert war.

Der interne Alltagsstress erklärte 24% der Varianz der körperlichen Beschwerden der Frau und 17% des Mannes, die zusammen 59% und 54% der Varianz der Lebenszufriedenheit der Frau und des Mannes aufklärten.

Der indirekte Effekt, der sich aus den beiden signifikanten Akteur-Akteur-Effekten des Mannes zusammensetzt, war signifikant (indirekter Effekt = -0.17, Standardfehler = 0.06, $z = -2.69$, $p = .007$, zur Berechnung wurden die Formeln 1 und 2 des Abschnitts 2.4.2 verwendet). Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass beim Mann der Zusammenhang zwischen internem Alltagsstress und Lebenszufriedenheit durch die körperlichen Beschwerden mediiert wird. Da bei den anderen sieben indirekten Effekten nicht beide direkten Effekte signifikant waren, wurden diese nicht auf Signifikanz geprüft.

Tab. 5.4: Direkte Effekte des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarinternem Stress als exogene Variablen, körperlichen Beschwerden als Mediatoren und Lebenszufriedenheit als endogene Variablen

Direkte Effekte		Unstand. Koeff.	SE	Stand. Koeff.	z	95% KI
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ Beschwerden Mann η_{M_M}	-0.093	0.077	-.101	-1.197	-0.244, 0.059
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ Beschwerden Frau η_{M_F}	0.386	0.080	.400	4.831	0.229, 0.542
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ Beschwerden Mann η_{M_M}	0.593	0.122	.438	4.859	0.354, 0.832
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ Beschwerden Frau η_{M_F}	0.245	0.125	.172	1.967	0.001, 0.490
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	0.031	0.089	.027	0.348	-0.143, 0.205
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.144	0.096	-.103	-1.491	-0.333, 0.045
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.175	0.099	-.132	-1.769	-0.369, 0.019
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.280	0.087	-.236	-3.226	-0.450, -0.110
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.164	0.091	-.151	-1.810	-0.341, 0.014
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.014	0.160	-.008	-0.090	-0.328, 0.299
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ ALZ Frau η_{Y_F}	-0.871	0.102	-.679	-8.508	-1.071, -0.670
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ ALZ Mann η_{Y_M}	-0.882	0.147	-.549	-5.988	-1.170, -0.593
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ Interner Stress Frau t1 X_{1F}	1.000		.806		
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ Interner Stress Frau t2 X_{2F}	1.000		.806		
Interner Stress Frau ξ_{X_F}	→ Interner Stress Frau t3 X_{3F}	1.000		.806		
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ Interner Stress Mann t1 X_{1M}	1.000		.722		
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ Interner Stress Mann t2 X_{2M}	1.000		.722		
Interner Stress Mann ξ_{X_M}	→ Interner Stress Mann t3 X_{3M}	1.000		.722		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t1 M_{1F}	1.000		.858		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t2 M_{2F}	1.000		.858		
Beschwerden Frau η_{M_F}	→ Beschwerden Frau t3 M_{3F}	1.000		.858		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t1 M_{1M}	1.000		.902		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t2 M_{2M}	1.000		.902		
Beschwerden Mann η_{M_M}	→ Beschwerden Mann t3 M_{3M}	1.000		.902		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t1 Y_{1F}	1.000		.825		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t2 Y_{2F}	1.000		.825		
ALZ Frau η_{Y_F}	→ ALZ Frau t3 Y_{3F}	1.000		.825		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t1 Y_{1M}	1.000		.828		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t2 Y_{2M}	1.000		.828		
ALZ Mann η_{Y_M}	→ ALZ Mann t3 Y_{3M}	1.000		.828		

Anmerkungen: SE = Standardfehler, KI = Konfidenzintervall; F = Frau, M = Mann; ALZ = allgemeine Lebenszufriedenheit. Die drei Messmodelle der Frau und des Mannes mit jeweils drei manifesten Variablen sind für sich parallel.

Die Kovarianzen zwischen den Variablen des Modells mit dem paarinternen Alltagsstress sind in Tab. 5.5 dargestellt. Signifikante Assoziationen resultierten zwischen dem paarexternen Alltagsstress sowie den Residuen der Lebenszufriedenheit. Von den neun Kovarianzen zwischen den Fehlertermen waren sieben statistisch von Bedeutung.

Tab. 5.5: Standardisierte und unstandardisierte Kovarianzen des Akteur-Partner-Mediator-Modells mit latenten Faktoren zum Zusammenhang zwischen paarinternem Stress, körperlichen Beschwerden und Lebenszufriedenheit

Kovarianzen	Unstand. Koeff.	SE	Stand. Koeff.	<i>z</i>	95% KI
$\xi_{X_F} \leftrightarrow \xi_{X_M}$	0.060	0.014	.403	4.183	0.032, 0.087
$\zeta_{M_F} \leftrightarrow \zeta_{M_M}$	0.019	0.013	.123	1.423	-0.007, 0.045
$\zeta_{Y_F} \leftrightarrow \zeta_{Y_M}$	0.034	0.016	.261	2.130	0.003, 0.066
$\delta_{X_{1F}} \leftrightarrow \delta_{X_{1M}}$	0.039	0.009	.378	4.369	0.022, 0.057
$\delta_{X_{2F}} \leftrightarrow \delta_{X_{2M}}$	0.020	0.010	.189	2.031	0.001, 0.039
$\delta_{X_{3F}} \leftrightarrow \delta_{X_{3M}}$	0.037	0.009	.352	3.914	0.018, 0.055
$\varepsilon_{M_{1F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{1M}}$	0.005	0.006	.093	0.882	-0.006, 0.017
$\varepsilon_{M_{2F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{2M}}$	0.002	0.006	.031	0.293	-0.010, 0.013
$\varepsilon_{M_{3F}} \leftrightarrow \varepsilon_{M_{3M}}$	0.017	0.006	.310	2.949	0.006, 0.029
$\varepsilon_{Y_{1F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{1M}}$	0.027	0.013	.191	2.019	0.001, 0.053
$\varepsilon_{Y_{2F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{2M}}$	0.060	0.013	.427	4.769	0.035, 0.085
$\varepsilon_{Y_{3F}} \leftrightarrow \varepsilon_{Y_{3M}}$	0.041	0.013	.293	3.095	0.015, 0.067

Anmerkungen: SE = Standardfehler, KI = Konfidenzintervall; F = Frau, M = Mann.

Ein Vergleich der beiden Modelle zeigt, dass sich zwischen den beiden Modellen die Akteureffekte zwischen Alltagsstress und körperlichen Beschwerden nicht signifikant unterscheiden (vgl. Intervallgrenzen). D.h. die körperlichen Beschwerden kovariierten mit internem Alltagsstress ähnlich stark wie mit externem Alltagsstress. Signifikant höhere Akteureffekte ergaben sich zwischen internem Alltagsstress und Lebenszufriedenheit im Vergleich zu den Effekten zwischen externem Alltagsstress und Lebenszufriedenheit. Der Akteureffekt zwischen körperlichen Beschwerden und Lebenszufriedenheit der Frau fiel im Modell mit internem Alltagsstress überzufällig geringer aus als im Modell mit externem Alltagsstress (vgl. Intervallgrenzen), was auf die unterschiedlichen Effekte zwischen Alltagsstress und Lebenszufriedenheit in den beiden Modellen zurückzuführen ist. Nicht signifikant war der Unterschied der Akteureffekte von den körperlichen Beschwerden auf die Lebenszufriedenheit des Mannes. Der Partnereffekt vom internen Alltagsstress des Mannes auf die körperlichen Beschwerden der Frau war signifikant stärker als der Effekt vom externen Alltagsstress des Mannes auf die körperlichen Beschwerden der Frau.

In einem weiteren Schritt wurden die Modellanpassungsgüten der vier Teilmodelle mit den Variablen der Frau und des Mannes überprüft. Es zeigte sich, dass drei der vier Teilmodelle konsistent waren mit den Daten (Teilmodell mit externem Stress: $\chi^2(13) = 15.92$, $p = .254$; $CFI = .993$; $RMSEA = .033$; $pclose = .676$; Teilmodell mit internem Stress: $\chi^2(13) = 20.60$, $p = .081$; $CFI = .982$; $RMSEA = .053$; $pclose = .415$; Teilmodell mit somatischen Beschwerden: $\chi^2(13) = 15.76$, $p = .263$; $CFI = .996$; $RMSEA = .032$; $pclose = .685$). Eine akzeptable Anpassungsgüte resultierte für das Teilmodell mit Lebenszufriedenheit ($\chi^2(13) = 23.19$, $p = .039$; $CFI = .983$; $RMSEA = .061$; $pclose = .292$).

Diskussion

In dieser Untersuchung, an der 212 heterosexuelle Paare teilnahmen, wurde der Zusammenhang zwischen Stress in Form von paarinternem und paarextremem Alltagsstress, körperlichen Beschwerden und allgemeiner Lebenszufriedenheit analysiert. Die Ergebnisse liefern Evidenz für die Annahme, dass (1) Personen mit höherem Stressniveau stärker unter körperlichen Beschwerden leiden, dass (2) körperliche Beschwerden die Lebenszufriedenheit beeinträchtigen und dass (3) bei der Frau und beim Mann der Zusammenhang zwischen paarextremem Alltagsstress und der allgemeinen Lebenszufriedenheit durch die körperlichen Beschwerden partiell mediiert wird. Die Analysen mit dem paarinternen Alltagsstress deuten darauf hin, dass die Beschwerden des Mannes den Zusammenhang zwischen externem Alltagsstress und der Lebenszufriedenheit des Mannes partiell mediiieren. Kein überzufälliger Mediationseffekt ergab sich für die Frau.

Auf der Basis dieser Befunde und der Annahme, dass zwischen den Variablen de facto kausale Beziehungen bestehen, lassen sich folgende Schlüsse ziehen: In Bezug auf die Lebenszufriedenheit und die körperlichen Beschwerden scheint es zentral zu sein, Alltagsstress zu vermeiden resp. das Stressniveau zu verringern. Zudem sind soweit als möglich körperliche Beschwerden zu reduzieren, zumal diese mit der Lebenszufriedenheit kovariieren.

Die Grenzen dieser Untersuchung bestehen darin, dass die Modelle keine Evidenz liefern für die getroffenen Kausalitätsannahmen, dass die Erhebung der Variablen mittels Fragebogen erfolgte und dass es sich um Selbstberichte handelte.

5.5 Reziproke Effekte zwischen Alltagsstress und Zufriedenheit

In diesem Abschnitt sollen wechselseitige Einflüsse zwischen paarextremem Alltagsstress und allgemeiner Lebenszufriedenheit mit paarinternem Alltagsstress als Mediator analysiert werden. Die Daten stammen aus einer Längsschnittuntersuchung des Institutes für Familienforschung und -beratung zu Stress und Coping bei Paaren, die bereits in Abschnitt 5.4 zur Analyse des Zusammenhangs zwischen Alltagsstress und Lebenszufriedenheit herangezogen wurden (Beschreibung der Stichprobe und Instrumente sowie Mittelwerte und Standardabweichungen siehe Abschnitt 5.4). Als instrumentelle Variablen werden in dieser Untersuchung die Variablen des ersten Messzeitpunkts verwendet, um reziproke Effekte zwischen den Variablen des zweiten und zwischen den Variablen des dritten Messzeitpunktes zu schätzen (vgl. das Modell von Rogers & May, 2003).

Das Pfadmodell mit standardisierten Koeffizienten ist in Abb. 5.9 dargestellt, wobei folgende Gleichheitsrestriktionen vorgenommen wurden: alle direkten Effekte innerhalb derselben Konstrukte (externer Stress Frau T1 \rightarrow externer Stress Frau T2 = externer Stress Frau T2 \rightarrow externer Stress Frau T3; interner Stress Frau T1 \rightarrow interner Stress Frau T2 = interner Stress Frau T2 \rightarrow interner Stress Frau T3 usw.; total 6 Restriktionen), zwischen denselben Konstrukten zu den verschiedenen Zeitpunkten (externer Stress Frau T2 \rightarrow interner Stress Frau T2 = externer Stress Frau T3 \rightarrow interner Stress Frau T3; interner Stress Frau T2 \rightarrow Zufriedenheit Frau T2 = interner Stress Frau T3 \rightarrow Zufriedenheit Frau T3 usw.; total 8 Restriktionen) sowie alle Konstanten (intercepts) der paarweisen endogenen Variablen (Konstante externer Stress Frau T2 = Konstante externer Stress Frau T3, Konstante interner Stress Frau T2 = Konstante interner Stress Frau T3 usw.; total 6 Restriktionen). Die Anpassungsgüte dieses Strukturgleichungsmodells war nur hinsichtlich des *RMSEA* akzeptable, $\chi^2(130) = 286.0, p < .001$; *CFI* = .903; *RMSEA* = .075; *pclose* < .001. Die Freisetzung der Restriktionen der Konstanten führte zu keiner wesentlichen Veränderung des Modellfits, $\chi^2(124) = 276.9, p < .001$; *CFI* = .904; *RMSEA* = .076; *pclose* < .001. Auch die Schätzung der Kovarianzen zwischen den Residuen der verschiedenen Konstrukte (zwischen $\zeta_{E_{f2}}$, $\zeta_{I_{f2}}$ und $\zeta_{Z_{f2}}$; zwischen $\zeta_{E_{f3}}$, $\zeta_{I_{f3}}$ und $\zeta_{Z_{f3}}$ usw.) brachte nicht die erwünschte Verbesserung, $\chi^2(124) = 257.6, p < .001$; *CFI* = .917; *RMSEA* = .071; *pclose* = .003, so dass das erste Modell mit 130 Freiheitsgraden verwendet wurde zur Analyse der reziproken Zusammenhänge zwischen externem und internem Alltagsstress und der Lebenszufriedenheit.

Die Vorzeichen der gerichteten Beziehungen wiesen in dieselbe Richtung, wie die in den beiden Modellen mit den latenten Variablen (s. Tab. 5.2 und Tab. 5.4). Alle direkten Effekte waren bei einseitiger Prüfung signifikant. Diese Ergebnisse liefern Evidenz, dass zwischen dem paarinternen und dem paarexternen Alltagsstress sowie zwischen dem internen Alltagsstress und der Lebenszufriedenheit wechselseitige Beziehungen bestehen.

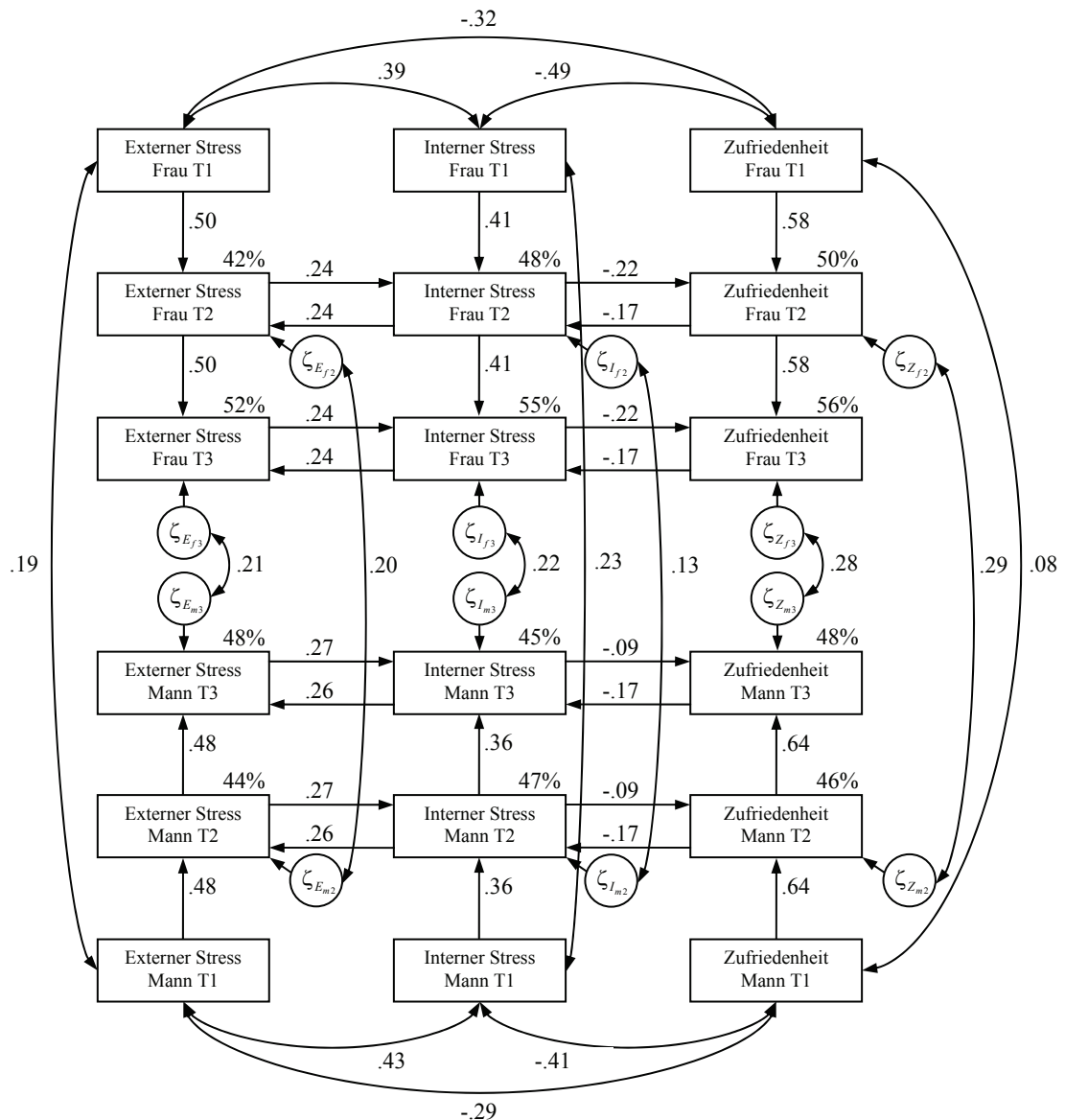


Abb. 5.9: Strukturmodell zur Analyse reziproker Effekte zwischen paarexternem und paarinternem Alltagsstress und allgemeiner Zufriedenheit mit standardisierten Koeffizienten.

Anmerkungen: Die Prozentwerte stehen für die Reliabilitäten. Alle direkten Effekte und alle Korrelationen waren signifikant (einseitige Prüfung).

Zur Überprüfung der Unterschiede zwischen den paarweisen reziproken Effekten auf Signifikanz (z.B. der Effekt vom externen Stress auf den internen Stress der Frau und vice versa), wurden vier Modellvergleiche durchgeführt, indem das in Abb. 5.9 präsentierte

Modell jeweils mit einem eingebetteten Modell mit gleichgesetzten Effekten verglichen wurde. Dass die paarweisen reziproken Effekte innerhalb einer Person sich nicht signifikant in ihrer Größe unterschieden, deutet darauf hin, dass zwischen den Variablen symmetrische Wechseleffekte bestehen (externer Stress vs. interner Stress Frau: $\chi^2_{Diff}(1) = 1.58, p = .208$; externer Stress vs. interner Stress Mann: $\chi^2_{Diff}(1) = 0.39, p = .533$; interner Stress vs. Zufriedenheit Frau: $\chi^2_{Diff}(1) = 2.84, p = .092$; interner Stress vs. Zufriedenheit Mann: $\chi^2_{Diff}(1) = 0.04, p = .844$). D.h., dass die Effekte vom internen Stress auf den externen Stress gleich stark waren wie die vom externen Stress auf den internen Stress und dass die Relationen vom internen Stress auf die Lebenszufriedenheit sich nicht in ihrer Stärke unterschieden von denen von der Lebenszufriedenheit auf den internen Stress.

Obschon die Überprüfung der indirekten Effekte auf Signifikanz nicht im Zentrum dieser Untersuchung steht, wurden diese mittels Formel 1 und 2 des Abschnitts 2.4.2 geschätzt. Drei der vier indirekten Effekte waren bei einseitiger Prüfung substantiell (externer Stress \rightarrow interner Stress \rightarrow Zufriedenheit Frau: indirekter Effekt = -0.10, Standardfehler = 0.03, $z = -3.09, p = .001$; Zufriedenheit \rightarrow interner Stress \rightarrow externer Stress Frau: indirekter Effekt = -0.02, Standardfehler = 0.01, $z = -2.39, p = .008$; Zufriedenheit \rightarrow interner Stress \rightarrow externer Stress Mann: indirekter Effekt = -0.03, Standardfehler = 0.01, $z = -2.46, p = .007$). Nicht signifikant war der Effekt vom externen Alltagsstress über den internen Alltagsstress auf die Lebenszufriedenheit des Mannes (indirekter Effekt = -0.03, Standardfehler = 0.02, $z = -1.59, p = .056$). In diesem Modell mit reziproken Effekten gibt es eine Reihe von weiteren indirekten Effekten, die hier allerdings nicht weiter untersucht werden sollen, wie z.B. externer Stress T1 \rightarrow externer Stress T2 \rightarrow interner Stress T2 oder externer Stress T2 \rightarrow interner Stress T2 \rightarrow externer Stress T2.

Die Ergebnisse dieser Untersuchung stützen die Schlussfolgerung, die auf den Befunden der Untersuchung zu Stress und Kommunikation gezogen wurde (s. Manuskript *A closer look at the relationship between stress, communication, and relationship quality in intimate relationships*, Abschnitt 4.3), dass der paarexterne Alltagsstress den paarinternen Alltagsstress beeinflusst und umgekehrt, und sie liefern Evidenz, dass zwischen dem paarinternen Alltagsstress und der allgemeinen Lebenszufriedenheit der Frau reziproke Beziehungen bestehen. D.h., dass zwischen externem und internem Stress sowie zwischen internem Stress und der Lebenszufriedenheit der Frau nicht unidirektionale Relationen bestehen, sondern bidirektionale.

5.6 Coping und Sexualität: Reziproke Effekte zwischen Personen

In diesem Abschnitt sollen wechselseitige Einflüsse zwischen Mann und Frau bezüglich verschiedenen Dimensionen des dyadischen Copings sowie der sexuellen Aktivität und der sexuellen Zufriedenheit untersucht werden. Die Analysen erfolgen mittels Mutual-Influence-Modell (s. Abschnitt 2.2.2; Kenny, 1996) mit Depressivität als instrumentelle Variablen. Ziel dieser Untersuchung ist es, aufzuzeigen, dass zwischen Mann und Frau statistisch nachweisbare wechselseitige Beziehungen bestehen.

Methode

Stichprobe: Die Daten dieser Untersuchung stammen von 198 heterosexuellen Paaren im Alter zwischen 20 und 70 Jahren. Die Frauen waren im Mittel 36.4, die Männer 38.6 Jahre alt, wobei 54% der Frauen und 48% der Männer zwischen 31 und 40 Jahre alt waren. Die mittlere Beziehungsdauer lag bei 12.3 Jahren ($SD = 7.6$). Dreiviertel der Paare waren verheiratet und 70% der Paare hatten Kinder ($M = 1.6$; $SD = 1.3$). 43% der Frauen und 46% der Männer hatten einen Mittelschul- oder Hochschulabschluss.

Durchführung: Die Rekrutierung der Paare erfolgte mittels Inseraten in Schweizer Zeitschriften (Coopzeitung, Optima und Annabelle). Personen, die seit mindestens zwölf Monaten in einer festen Beziehung lebten und die Interesse bekundeten, an der Studie zur Untersuchung von Zusammenhängen zwischen Stress und Sexualität teilzunehmen, wurden die Fragebogen für die Frau und für den Mann mit frankiertem Rückantwortcouvert und der Bitte, die Fragen ehrlich und ohne gegenseitige Rücksprache zu beantworten, zugestellt.

Instrumente: Neben familien- und soziodemographischen Angaben wurde der Alltagsstress, das Kommunikationsverhalten in Konfliktsituationen, die sexuelle Kommunikation sowie die sexuelle Zufriedenheit und sexuelle Aktivität erhoben.

Beck-Depressions-Inventar (BDI). Dieser Selbstbeurteilungsfragebogen von Beck, Ward, Mendelson, Mock und Erbaugh (1961) zur Erhebung des Schweregrades depressiver Symptome enthält 21 Aussagen, die affektive, kognitive, motivationale, somatische und behaviorale Aspekte umfassen, wie soziale Isolation, Pessimismus, Arbeitsunfähigkeit, Schuldgefühle, Schlafstörungen, Suizidimpulse usw. Die Items sind auf einer 4-stufigen Skala (0 bis 3) einzuschätzen. Werte unter elf Punkten werden grundsätzlich als unauffällig angesehen. Werte zwischen 11 und 17 Punkten deuten auf eine moderate depressive Symptomatik hin. Als klinisch relevant gelten Werte über 17.

Die interne Konsistenz (Cronbachs α) lag bei dieser Stichprobe bei .85 bei den Frauen und bei .82 bei den Männern.

Fragebogen zur Erfassung des dyadischen Copings als generelle Tendenz (FDCT). Dieses Instrument von Bodenmann (2000; s. auch Bodenmann, 2007) dient der Erfassung verschiedener Aspekte des dyadischen Copings bei Paaren. Erhoben werden die Stresskommunikation, das supportive und negative Coping sowie das gemeinsame Coping, wobei bei den ersten drei Aspekten neben dem eigenen Verhalten auch das Verhalten des Partners einzuschätzen ist. Der in dieser Untersuchung verwendete Fragebogen besteht aus 61 Items (s. Bodenmann, 2000) mit einer 6-stufigen Ratingskala (1 = nie, 6 = immer). Für die folgenden Analysen wurden nur die drei Skalen zum selbsteingeschätzten Verhalten sowie das gemeinsame dyadische Coping verwendet, für die folgende interne Konsistenzen (Cronbachs α) resultierten: Stresskommunikation (4 Items) .80 für die Frauen und .69 für die Männer; supportives Coping (9 Items) .77 für die Frauen und .79 für die Männer; negatives Coping (7 Items) .76 für die Frauen und .84 für die Männer; gemeinsames Coping (10 Items) .81 für die Frauen und .83 für die Männer.

Sexuelle Zufriedenheit (Subskala des Marital Satisfaction Inventory). Zur Erfassung der sexuellen Zufriedenheit wurden in dieser Untersuchung zwölf der 19 Items des Selbstbeurteilungsfragebogens von Snyder (1981; deutsche Fassung: Klann, Hahlweg, & Hank, 1992) verwendet. Die Skala beinhaltet Items wie „Unser Sexualleben ist vollauf befriedigend“ oder „Ich genieße die sexuellen Kontakte mit meinem Partner.“ Die Einschätzung erfolgte auf einer zweistufigen Skala (0 = stimmt nicht, 1 = stimmt). Für die Frauen resultierte eine interne Konsistenz (Cronbachs α) von .82 und für die Männer von .85.

Sexuelle Aktivität (SA). Die eigens für diese Untersuchung konstruierte Skala erfasst die Häufigkeit sexueller Handlungen wie Küssen, Petting und Koitus in Partnerschaften mittels fünf Items anhand einer fünfstufigen Skala (1 = nie, 5 = sehr oft). Die interne Konsistenz (Cronbachs α) betrug .85 bei den Frauen und .87 bei den Männern.

Ergebnisse

Die Mittelwerte und Standardabweichungen der in dieser Untersuchung verwendeten Skalen sind in Tab. 5.6 aufgeführt. In sechs der sieben Fälle ergaben sich signifikante Geschlechtsunterschiede mit durchgängig höheren Werten für die Frauen, die im Mittel mehr depressive Symptome berichteten als die Männer, ihrem Partner häufiger mitteilten, wenn sie sich gestresst fühlten und ihm häufiger supportives Coping zukommen ließen. Sie

schätzten zudem das gemeinsame Coping sowie die sexuelle Aktivität höher ein als die Männer, was ein Indikator dafür sein kann, dass die Einschätzung, wie häufig gemeinsam Stress bewältigt wird und Zärtlichkeiten ausgetauscht werden, bei Männern und Frauen unterschiedlich ist. Die Frauen schienen zudem zufriedener zu sein mit der partnerschaftlichen Sexualität. Keinen bedeutenden Unterschied ergab sich in Bezug auf das negative dyadische Coping.

Tab. 5.6: Mittelwert und Standardabweichung der untersuchten Variablen in Abhängigkeit des Geschlechts

	Theoret. Bereich	Frauen		Männer		<i>df</i>	<i>t</i>	<i>d</i>
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>			
Depressivität (BDI)	0 – 63	8.92	6.96	6.06	5.10	189	5.12***	0.37
Stresskommunikation	1 – 6	4.15	0.88	3.37	0.81	189	9.64***	0.70
Supportives dyadisches Coping	1 – 6	3.87	0.75	3.74	0.74	189	2.18*	0.16
Negatives dyadisches Coping	1 – 6	3.09	0.74	3.05	0.76	189	0.57	0.04
Gemeinsames dyadisches Coping	1 – 6	3.75	0.70	3.65	0.69	189	2.16*	0.16
Sexuelle Zufriedenheit	0 – 12	8.24	3.03	7.69	3.35	187	2.80**	0.20
Sexuelle Aktivität	5 – 25	17.03	3.81	16.37	3.75	187	2.83**	0.21

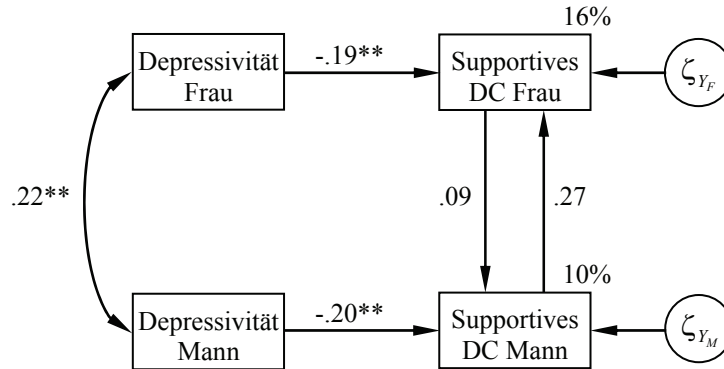
* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$ (zweiseitig).

Zur Analyse der wechselseitigen Einflüsse zwischen Mann und Frau wurde das Mutual-Influence-Modell (s. Abschnitt 2.2.2; Kenny, 1996) verwendet. Als instrumentelle Variablen wurden in allen sechs getesteten Modellen die mit dem BDI erfasste Depressivität einbezogen. Das Modell mit der Stresskommunikation als endogene Variablen war inkonsistent mit den Daten, $\chi^2(1) = 5.18$, $p = .023$; $CFI = .854$; $RMSEA = .146$; $pclose = .059$, und zwar auch bei Gleichsetzung der reziproken Beziehungen und der beiden Akteureffekte, $\chi^2(3) = 17.52$, $p = .001$; $CFI = .490$; $RMSEA = .157$; $pclose = .005$. Zudem lagen beim übergeordneten Modell mit einem Freiheitsgrad die Koeffizienten der reziproken Pfade außerhalb des Gültigkeitsbereichs. Auf die Ergebnisse dieses Modells wird aufgrund der inakzeptablen Anpassungsgüte nicht weiter eingegangen.

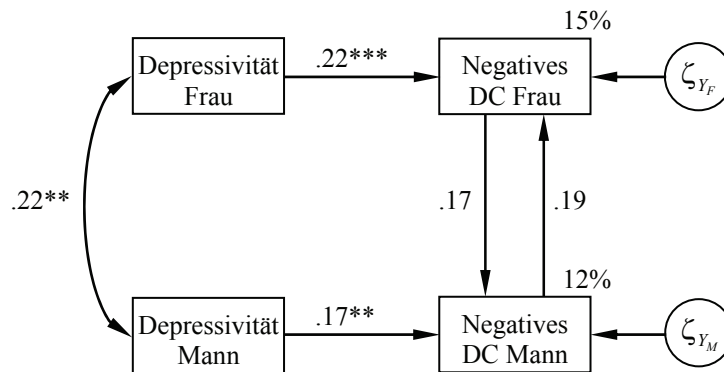
Die Modelle mit den drei Skalen zum dyadischen Coping sind zusammen mit den standardisierten Koeffizienten in Abb. 5.10 dargestellt. Das Modell mit dem supportiven dyadischen Coping (Abb. 5.10a) wies eine gute Anpassungsgüte auf, $\chi^2(1) = 0.36$, $p = .548$; $CFI = 1.000$; $RMSEA = .000$; $pclose = .636$. Der Effekt vom supportiven Coping des Mannes auf das supportive Coping der Frau war zwar nicht signifikant, was vor allem auf den hohen Standardschätzfehler zurückzuführen ist, kann aber aufgrund der Größe als substantiell bezeichnet werden. Der Effekt von der Frau auf den Mann war indes weder signifikant noch substantiell. Daraus folgt, dass die supportive Unterstützung des Mannes

eher unabhängig ist vom supportiven Coping der Frau, während das supportive Coping des Mannes die supportive Unterstützung der Frau positiv zu beeinflussen scheint.

a) Mutual-Influence-Modell mit supportivem dyadischen Coping als endogene Variablen



b) Mutual-Influence-Modell mit negativem dyadischen Coping als endogene Variablen



c) Mutual-Influence-Modell mit gemeinsamem dyadischen Coping als endogene Variablen

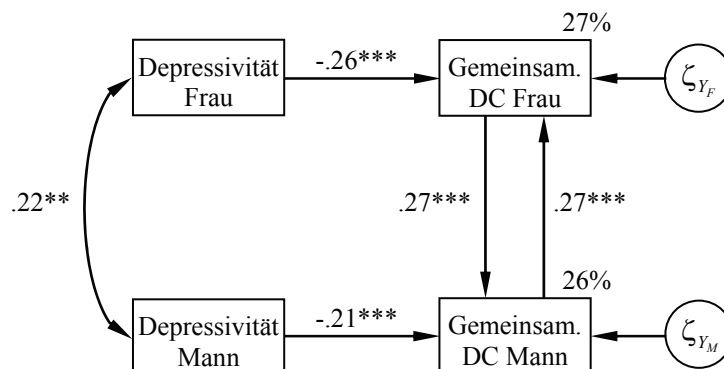


Abb. 5.10: Das Mutual-Influence-Modell mit dyadischem Coping als exogene Variablen und standardisierten Koeffizienten.

Anmerkungen: Die Prozentwerte stehen für die Reliabilitäten. DC = Dyadisches Coping.

** $p < .01$. *** $p < .001$ (einseitig).

Das Modell mit dem negativen dyadischen Coping (s. Abb. 5.10b) war ebenfalls konsistent mit den Daten, $\chi^2(1) = 0.27$, $p = .607$; $CFI = 1.000$; $RMSEA = .000$; $pclose = .686$. Im Gegensatz zum Modell mit dem supportiven Coping waren in diesem Modell die beiden reziproken Effekte in etwa gleich stark. Diese in Bezug auf die Größe substantiellen Koeffizienten, waren zwar nicht signifikant, gehören aber zur Klasse der kleinen Effekte ($\beta \geq .10$). Nach diesen Ergebnissen gibt es eine Tendenz, dass sich Mann und Frau in ihrem negativen Copingverhalten gegenseitig beeinflussen.

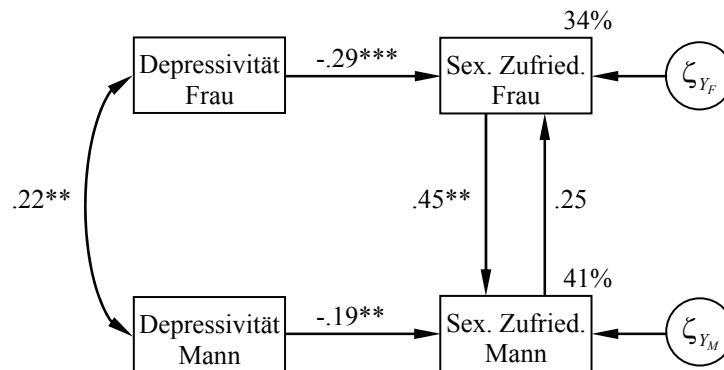
Das Grundmodell mit dem gemeinsamen dyadischen Coping (s. Abb. 5.10c) war inkonsistent mit den Daten, $\chi^2(1) = 3.31$, $p = .069$; $CFI = .975$; $RMSEA = .108$; $pclose = .137$. Durch Gleichsetzung der reziproken Pfade sowie der beiden Akteureffekte konnte eine gute Modellanpassungsgüte erreicht werden, $\chi^2(3) = 3.92$, $p = .270$; $CFI = .990$; $RMSEA = .039$; $pclose = .466$. Die signifikanten reziproken Effekte, die sich in diesem Modell ergaben, liefern Evidenz für die wechselseitige Beeinflussung zwischen Mann und Frau in Bezug auf das gemeinsame dyadische Coping.

In den beiden Modellen mit dem supportiven und dem gemeinsamen dyadischen Coping war das dyadische Coping negativ, im Modell mit dem negativen Coping positiv mit der Depressivität assoziiert. Daraus lässt sich schließen, dass depressive Symptome mit geringerem supportiven, höherem negativen und geringerem gemeinsamen Coping einhergehen. D.h., dass mit zunehmender Depressivität konstruktive Copingverhaltensweisen in der Partnerschaft tendenziell abzunehmen, während destruktive zuzunehmen scheinen.

Abb. 5.11 zeigt die beiden Modelle mit der sexuellen Zufriedenheit und der sexuellen Aktivität als endogene Variablen. Beide Modelle wiesen eine gute Anpassungsgüte an die Daten auf, $\chi^2(1) = 1.59$, $p = .208$; $CFI = .996$; $RMSEA = .055$; $pclose = .314$ für das Modell mit der sexuellen Zufriedenheit (Abb. 5.11a) und $\chi^2(1) = 0.86$, $p = .354$; $CFI = 1.000$; $RMSEA = .000$; $pclose = .463$ für das Modell mit der sexuellen Aktivität (Abb. 5.11b). In beiden Modellen resultierten mittelgroße Effekte von der Frau auf den Mann, die moderat stärker ausfielen als die kleinen Effekte vom Mann auf die Frau. Der Koeffizient von der sexuellen Zufriedenheit des Mannes auf die Frau war zwar nicht signifikant, aufgrund der Größe aber nicht unbedeutend. Obschon die Koeffizienten zwischen Mann und Frau in der Größe differierten, waren die Unterschiede statistisch nicht von Bedeutung, $\chi^2_{Diff}(1) = 0.64$, $p = .425$ für das Modell mit der sexuellen Zufriedenheit und $\chi^2_{Diff}(1) = 0.15$, $p = .703$ für das Modell mit der sexuellen Aktivität. Ungeachtet dessen deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass der Einfluss von der Frau auf

den Mann in Bezug auf die sexuelle Zufriedenheit und die sexuelle Aktivität tendenziell stärker ist als umgekehrt.

a) Mutual-Influence-Modell mit sexueller Zufriedenheit als endogene Variablen



b) Mutual-Influence-Modell mit sexueller Aktivität als endogene Variablen

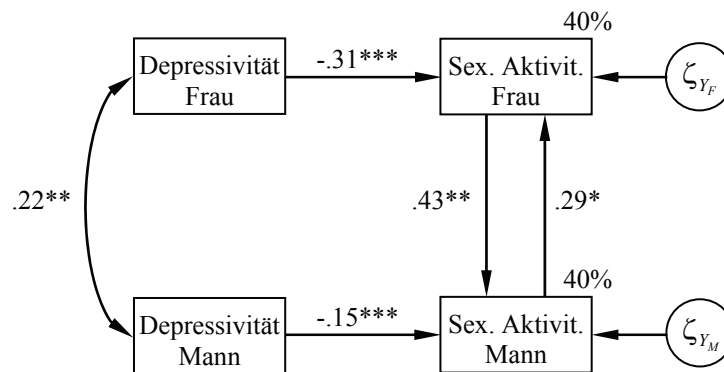


Abb. 5.11: Das Mutual-Influence-Modell mit sexueller Zufriedenheit und sexueller Aktivität als endogene Variablen und standardisierten Koeffizienten.

Anmerkung: Die Prozentwerte stehen für die Reliabilitäten.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$ (einseitig).

Die Depressivität war in beiden Modellen negativ assoziiert mit der Sexualität. D.h., dass mit ansteigender Depressivität die sexuelle Zufriedenheit und die sexuelle Aktivität abzunehmen scheinen.

Diskussion

In dieser Untersuchung, an der 198 heterosexuelle Paare teilnahmen, wurden unter Verwendung des Mutual-Influence-Modells wechselseitige Effekte zwischen Mann und Frau hinsichtlich verschiedener Dimensionen des dyadischen Copings sowie der sexuellen Zufriedenheit und der sexuellen Aktivität analysiert. Die symmetrischen Wechseleffekte zwischen Mann und Frau, die sich in Bezug auf das negative sowie das gemeinsame Coping ergaben, liefern Evidenz für die gegenseitige Beeinflussung zwischen den

Ehepartnern hinsichtlich der negativen sowie der gemeinsamen Unterstützung bei Stress. Die Ergebnisse der Modelle mit dem supportiven Coping sowie der sexuellen Zufriedenheit und Aktivität deuten in der Tendenz auf asymmetrische Beziehungen zwischen Ehepartnern hin, wobei beim supportiven Verhalten die Effekte vom Mann auf die Frau stärker waren, während bei der sexuellen Zufriedenheit und Aktivität die Effekte von der Frau auf den Mann stärker ausfielen. D.h., dass das supportive Verhalten der Frau das supportive Coping des Mannes stärker zu beeinflussen scheint als vice versa und dass die sexuelle Zufriedenheit und die sexuelle Aktivität des Mannes in moderat stärkerem Masse von der sexuellen Zufriedenheit resp. der sexuellen Aktivität der Frau abhängig zu sein scheinen als umgekehrt, auch wenn die Effekte vom Mann auf die Frau nicht unbedeutend waren. Daraus lässt sich schließen, dass die Frau vermehrt bereit ist, supportive Unterstützung zu liefern, wenn der Mann der Frau supportive Unterstützung zukommen lässt, wenn diese sich gestresst fühlt, und dass der Mann in stärkerem Masse zufrieden ist mit der partnerschaftlichen Sexualität, wenn die Frau diesbezüglich zufrieden ist.

In allen Modellen war die Depressivität negativ assoziiert mit dem Copingverhalten resp. der sexuellen Zufriedenheit und der sexuellen Aktivität, was darauf hindeutet, dass das konstruktive als auch das destruktive Copingverhalten sowie die sexuelle Zufriedenheit und die sexuelle Aktivität mit zunehmender Depressivität abzunehmen scheinen.

Auf der Basis dieser Befunde, die Hinweise dafür liefern, dass es in heterosexuellen Partnerschaften neben symmetrischen auch asymmetrische Wechselwirkungen gibt, lassen sich folgende Schlüsse ziehen: Für die Partnerschaft scheint es besonders günstig zu sein, wenn (a) der Mann supportive Unterstützung bietet, wenn die Frau sich gestresst fühlt, da sich dieses Verhalten positiv auf das supportive Verhalten der Frau auszuwirken scheint, und wenn (b) die Frau zufrieden mit der partnerschaftlichen Sexualität ist, da diese sich positiv auf die entsprechende Zufriedenheit des Mannes auszuwirken scheint. Diese Studie zeigt zudem einmal mehr, dass eine hohe depressive Symptomatik sich gemeinhin ungünstig auf das eigene Verhalten sowie auf die eigene Zufriedenheit auszuwirken scheint.

Die Grenzen dieser Untersuchung bestehen darin, dass ausschließlich Fragebogendaten verwendet wurden, es sich um Selbsteinschätzungen handelt, die Daten keine Überprüfung der angenommenen Kausalbeziehung zwischen der Depressivität und den endogenen Variablen zulassen und keine Verlaufsdaten vorliegen.

Ungeachtet dessen lassen die Ergebnisse dieser Untersuchung vermuten, dass zwischen Ehepartnern nicht nur symmetrische Wechselbeziehungen bestehen, wie im Falle des negativen und gemeinsamen dyadischen Copings, sondern auch asymmetrische Wechselwirkungen wie im Falle des supportiven Coping sowie der sexuellen Zufriedenheit und sexuellen Aktivität.

6 Resümee

Im Rahmen dieser Arbeit wurden verschiedene Analysemodelle vorgestellt, die als Vehikel dienen zur Untersuchung moderierender, medierender sowie reziproker Zusammenhänge bei dyadischen Daten. Zur Analyse moderierender Effekte ist das Akteur-Partner-Moderator-Modell zu verwenden, das den Einbezug von stetigen Moderatorvariablen bei kategorialen oder stetigen Prädiktorvariablen erlaubt (s. Ledermann & Bodenmann, 2006, Abschnitt 3.1). Zur Testung medierender Zusammenhänge ist das Akteur-Partner-Mediator- oder das Common-Fate-Mediator-Modell heranzuziehen, die die Aufnahme von Mediatorvariablen gestatten (s. Ledermann & Bodenmann, 2006, Abschnitt 3.1 und Manuskript *Mediation in dyadic research: A Structural Equation Modeling approach*, Abschnitt 3.2). Und wenn reziproke Zusammenhänge zwischen Personen einer Dyade untersucht werden sollen, ist das Mutual-Influence-Modell von Kenny (1996) zu wählen (s. Abschnitt 2.2.2).

Zur Erleichterung der Selektion des für eine bestimmte Fragestellung adäquaten Analysemodells wurde die in der Literatur diskutierte Einteilung der Variablen in within, between und mixed weiter differenziert, indem die Klasse der mixed Variablen unterteilt wurde in solche, die für eine Dyade einen gemeinsamen Faktor repräsentieren wie z.B. die selbsteingeschätzte Kohäsion bei Paaren und solche, die keinen gemeinsamen Faktor repräsentieren wie beispielsweise der Arbeitsstress bei Paaren (s. Abschnitt 2.1.3).

Die Akteur-Partner-Modelle sind zu verwenden, wenn Zusammenhänge zwischen den Variablen auf der individuellen Ebene untersucht werden sollen, und zwar unabhängig davon, ob die mixed Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren oder nicht. Das Mutual-Influence-Modell ist heranzuziehen, wenn zwischen Zustands- oder verhaltensnahen Variablen reziproke Effekte zwischen zwei Personen einer Dyade analysiert werden sollen und die Partnereffekte (oder die Akteureffekte) als unbedeutend angenommen werden. Das Common-Fate-Modell ist zu wählen, wenn die mixed Variablen gemeinsame Faktoren repräsentieren und deren Zusammenhang auf der dyadischen Ebene untersucht werden soll.

Die Grenzen der Akteur-Partner-Modelle sowie der Common-Fate-Modelle bestehen darin, dass diese per se keine Informationen hinsichtlich der Kausalität der Beziehungen zwischen den Variablen liefern. Auch wenn die Ursachenvariable der Ergebnisvariable zeitlich vorausgeht, schließen Ergebnisse basierend auf diesen Modellen nicht aus, dass ein detektierter Zusammenhang zwischen zwei Variablen auf einem Zufall basiert (z.B. Ausdehnung des Universums und Anstieg der Scheidungsraten) oder durch eine

Drittvariable verursacht wird (wie beispielsweise der Zusammenhang zwischen Konsum von Eiscreme und Absatz von Wintermäntel, der im Wesentlichen durch die Außentemperatur determiniert sein dürfte).

Verschiedene Akteur-Partner-Modelle sowie das Common-Fate-Mediator-Modell und das Mutual-Influence-Modell wurden in drei empirischen Arbeiten zur Analyse von Zusammenhängen bei heterosexuellen Paaren verwendet. In der ersten empirischen Arbeit wurde basierend auf dem Akteur-Partner-Interdependenz-Modell der Zusammenhang zwischen Depressivität und Partnerschaftsqualität sowie der Sexualität bei 198 Paaren untersucht (Bodenmann & Ledermann, in press, Abschnitt 4.1).

Unter Verwendung des Akteur-Partner-Mediator-Modells sowie des Akteur-Partner-Moderator-Modells und unter Einbezug der Symptombelastung als Kovariable wurden in der zweiten empirischen Arbeit die Hypothesen geprüft, dass bei heterosexuellen Paaren (a) der Zusammenhang zwischen paarexternem Stress und Partnerschaftsqualität sowie verschiedenen Aspekten der partnerschaftlichen Sexualität durch den paarinternen Alltagsstress mediiert wird, dass (b) der Partnereffekt vom paarexternen Alltagsstress des Mannes auf den paarinternen Alltagsstress der Frau stärker ist als der Effekt von der Frau auf den Mann, dass (c) der paarinterne Alltagsstress stärker mit paarexternem Alltagsstress assoziiert ist als mit kritischen Lebensereignissen und dass (d) der Zusammenhang zwischen paarexternem Alltagsstress und der sexuellen Aktivität durch die Partnerschaftsqualität moderiert wird (Bodenmann, Ledermann, & Bradbury, 2007, Abschnitt 4.2).

Basierend auf Daten von 198 Paaren wurde in der dritten Arbeit mittels Akteur-Partner-Mediator-Modell, Common-Fate-Mediator-Modell und Mutual-Influence-Modell gezeigt, dass (a) der Zusammenhang zwischen beziehungsexternem Alltagsstress und der partnerschaftlichen Kommunikation durch den beziehungsinternen Alltagsstress auf der individuellen Ebene mediiert wird, dass (b) die partnerschaftliche Kommunikation den Zusammenhang zwischen beziehungsinternem Alltagsstress und Partnerschaftsqualität auf der dyadischen Ebene partiell mediiert und dass (c) sich Ehe- resp. Konkubinatspartner gegenseitig in ihrem partnerschaftlichen Kommunikationsverhalten sowie in ihrem Erleben von beziehungsinternem Alltagsstress beeinflussen (s. Manuskript *A closer look at the relationship between stress, communication, and relationship quality in intimate relationships*, Abschnitt 4.3). Die Schlussfolgerung, dass zwischen paarexternem und paarinternem Alltagsstress auf der individuellen Ebene eine reziproke Beziehung besteht,

wird durch Ergebnisse gestützt, die auf der Basis von Längsschnittdaten von 212 heterosexuellen Paaren gefunden wurden (s. Abschnitt 5.5).

Die Befunde dieser Längsschnittuntersuchung deuten zudem darauf hin, dass bei der Frau zwischen paarinternem Alltagsstress und Lebenszufriedenheit eine Wechselbeziehung existiert, während beim Mann der Einfluss von der Lebenszufriedenheit auf den paarinternen Alltagsstress tendenziell stärker zu sein scheint als vom paarinternen Alltagsstress auf die Lebenszufriedenheit.

Analysen von reziproken Effekten zwischen Personen basierend auf Daten von 396 Personen liefern Evidenz, dass zwischen Ehe- bzw. Konkubinatspartnern nicht nur symmetrische Wechselbeziehungen bestehen, wie im Falle des negativen und gemeinsamen dyadischen Copings, sondern auch asymmetrische, wie im Falle des supportiven Copings mit einem stärkeren Effekt vom Mann auf die Frau sowie der sexuellen Zufriedenheit und sexuellen Aktivität mit stärkeren Effekten von der Frau auf den Mann.

Die in dieser Arbeit berichteten Befunde der verschiedenen Untersuchungen liefern zusammengekommen Evidenz, dass (a) zwischen dem paarexternen und dem paarinternen Alltagsstress sowie zwischen dem paarinternen Alltagsstress und der Lebenszufriedenheit auf der individuellen Ebene reziproke Beziehungen bestehen, dass (b) der Zusammenhang zwischen dem paarinternen Alltagsstress und der Partnerschaftsqualität auf der dyadischen Ebene partiell durch die partnerschaftliche Kommunikation mediert wird, dass (c) die Partnerschaftsqualität nicht nur durch die eigene Depressivität, sondern auch durch die des Partners resp. der Partnerin affiziert wird, dass (d) Personen mit einer hohen Lebenszufriedenheit und ausgeprägten dyadischen Copingfertigkeiten weniger paarinternen Alltagsstress berichten als solche mit geringer Lebenszufriedenheit und schwach ausgeprägten dyadischen Copingfertigkeiten und dass (e) sich Ehe- bzw. Konkubinatspartner in Bezug auf ihren beziehungsinternen Stress, ihr Kommunikations- und Copingverhalten sowie ihre sexuelle Zufriedenheit und Aktivität gegenseitig beeinflussen.

Auf der Basis dieser Befunde und unter der Annahme, dass zwischen den Variablen de facto kausale Beziehungen bestehen, lässt sich folgern, dass es für eine gut funktionierende Partnerschaft zentral zu sein scheint, Stress in Form von beziehungsexternem und -internem Alltagsstress zu vermeiden resp. zu reduzieren, depressiven Symptomen vorzubeugen und die allgemeine Lebenszufriedenheit zu steigern sowie dyadische Copingfertigkeiten auszubilden.

7 Literatur

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury, CA: Sage.
- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov, & F. Csaki (Eds.), *Proceeding of the Second International Symposium on Information Theory* (pp. 267-281). Budapest: Akademiai Kiado.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderation-mediation variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Bauer, D. J., Preacher, K. J., & Gil, K. M. (2006). Conceptualizing and testing random indirect effects and moderated mediation in multilevel models: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 11, 142-163.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bodenmann, G. (2000). *Stress und Coping bei Paaren*. Göttingen: Hogrefe.
- Bodenmann, G. (2007). *Dyadisches Coping Inventar (DCI). Testmanual*. Bern, Göttingen: Huber & Hogrefe.
- Bodenmann, G., & Ledermann (in press). Depressed mood and sexual functioning. *International Journal of Sexual Health*.
- Bodenmann, G., Ledermann, T., & Bradbury, T. N. (2007). Stress, sex, and satisfaction in marriage. *Personal Relationships*, 14, 551-569.
- Bodenmann-Kehl, C. (1999). *Eine Analyse spezifischer Ansatzpunkte zur Förderung der familiären Kompetenz* (Forschungsbericht Nr. 114). Fribourg: Universität Freiburg Schweiz.
- Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1990). Direct and indirect effects: Classical and bootstrap estimates of variability. *Sociological Methodology*, 20, 115-140.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: Questions and tips in the use of structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 112, 558-577.
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1993). *An introduction to the bootstrap*. New York: Chapman & Hall/CRC.
- Eid, M., Lischetzke, T., & Nussbeck, F. W. (2006). Structural equation models for multitrait-multimethod data. In M. Eid, & E. Diener, (Eds.), *Handbook of multimethod measurement in psychology* (pp. 283-299). Washington, DC: American Psychological Association.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Baron, K. E. (2004). Testing Moderator and Mediator Effects in Counseling Psychology Research. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 115-134.
- Gonzalez, R., & Griffin, D. (1997). On the statistics of interdependence: Treating dyadic data with respect. In S. Duck (Ed.), *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions* (2nd ed., pp. 271-302). New York: Wiley.
- Gonzalez, R., & Griffin, D. (1999). The correlational analysis of dyadic-level data in the distinguishable case. *Personal Relationships*, 6, 449-469.

- Gonzalez, R., & Griffin, D. (2002). Modeling the personality of dyads and groups. *Journal of Personality*, 70, 901-924.
- Heise, D. R. (1975). *Causal analysis*. New York, NY: Wiley.
- Jaccard, J., & Turrissi. (2003). *Interaction effects in multiple regression* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- James, L. R., & Singh, B. K. (1978). An introduction to the logic, assumptions, and basic analytic procedures of two-stages least squares. *Psychological Bulletin*, 85, 1104-1122.
- Kanner, A. D., Coyne, J. C., Schaefer, C., & Lazarus, R. S. (1981). Comparison of two modes of stress measurements: Daily hassles and uplifts versus major life events. *Journal of Behavioral Medicine*, 4, 1-39.
- Kashy, D. A., & Kenny, D. A. (2000). The analysis of data from dyads and groups. In H. Reis, & C. M. Judd (Eds.), *Handbook of research methods in social psychology* (pp. 451-477). New York: Cambridge University Press.
- Kelley, H. H., & Thibaut, J. W. (1978). *Interpersonal relations: A theory of interdependence*. New York: Wiley.
- Kenny, D. A. (1996). Models of non-independence in dyadic research. *Journal of Social and Personal Relationships*, 13, 279-294.
- Kenny, D. A., & Cook, W. L. (1999). Partner effects in relationship research: Conceptual issues, analytic difficulties, and illustrations. *Personal Relationships*, 6, 433-448.
- Kenny, D. A., & Judd, C. M. (1986). Consequences of violating the independence assumption in analysis of variance. *Psychological Bulletin*, 3, 422-431.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Bolger, N. (1998). Data analysis in social psychology. In D. Gilbert, & S. T. Fiske (Eds.), *Handbook of social psychology* (4th ed., Vol. 1, pp. 233-265). New York: McGraw-Hill.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. New York: Guilford Press.
- Kenny, D. A., Korchmaros, J. D., & Bolger, N. (2003). Lower level mediation in multilevel models. *Psychological Methods*, Vol. 8, 115-128.
- Klann, N., Hahlweg, K., & Hank, G. (1992). Deutsche Validierung des „Marital Satisfaction Inventory“ (MSI) von Snyder (1981). *System Familie*, 5, 10-21.
- Krull, J. L., & MacKinnon, D. P. (2001). Multilevel modeling of individual and group level mediated effects. *Multivariate Behavioral Research*, 36, 249-277.
- Ledermann, T., & Bodenmann, G. (2006). Moderator- und Mediatoreffekte bei dyadischen Daten: Zwei Erweiterungen des Akteur-Partner-Interdependenz-Modells. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*.
- Ledermann, T., & Schaie, K. W. (2005). *Familienklima und kognitive Fähigkeiten im Erwachsenenalter: Eine Untersuchung mit Daten der Saettle Longitudinal Study*. Poster präsentiert an der 4. Münchner Tagung für Familienpsychologie: „Familienkompetenzen stärken“, München, Deutschland (22.-23. Juli 2005).
- MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the mediation, confounding and suppression effect. *Prevention Science*, 1, 173-181.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G., & Sheets, V. (2002). A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects. *Psychological Methods*, 7, 83-104.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., & Williams, J. (2004). Confidence limits for the indirect effect: Distribution of the product and resampling methods. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 99-128.

- MacKinnon, D. P., Warsi, G., & Dwyer, J. H. (1995). A simulation study of mediated effect measures. *Psychological Methods*, 7, 83-104.
- Matthews, L. S., Conger, R. D., & Wickrama, K. A. S. (1996). Work-family conflict and marital quality: Mediating processes. *Social Psychology Quarterly*, 59, 62-79.
- Mohr, G. (1986). *Die Erfassung psychischer Befindlichkeitsbeeinträchtigung bei Industriearbeitern*. Frankfurt a.M.: Peter Lang.
- Olsen, J. A., & Kenny, D. A. (2006). Structural equation modeling with interchangeable dyads. *Psychological-Methods*, 11, 127-141.
- Raudenbush, S. W., & Sampson, R. (1999). Assessing direct and indirect effects in multilevel designs with latent variables. *Sociological Methods and Research*, 28, 123-153.
- Rogers, S. J., & May, D. C. (2003). Spillover between marital quality and job satisfaction: Long-term patterns and gender differences. *Journal of Marriage and Family*, 65, 482-495.
- Sadler, P., & Woody, E. (2003). Is who you are who you're talking to? Interpersonal style and complementarity in mixed-sex interactions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 80-96.
- Schwartz, J. E., & Stone, A. E. (1998). Strategies for analyzing ecological momentary assessment data. *Health Psychology*, 17, 6-16.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7, 422-445.
- Snyder, D. K. (1981). *Marital satisfaction inventory (MSI)*. Manual. Los Angeles: Western Psychological Services.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 290-312). San Francisco: Jossey-Bass.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Whisman, M. A., & McClelland, G. H. (2005). Designing, testing, and interpreting interactions and moderator effects in family research. *Journal of Family Psychology*, 19, 111-120.
- Woodworth, R. S. (1928). Dynamic psychology. In C. Murchison (Ed.), *Psychologies of 1925*. Worcester, MA: Clark University Press.
- Woody, E., & Sadler, P. (2005). Structural equation models for interchangeable dyads: Being the same makes a difference. *Psychological Methods*, 10, 139-158.